

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA  
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

# MODELOS DE PROCURA DE EMPREGO: ABORDAGEM TEÓRICA E ECONOMETRICA

*Dissertação apresentada como requisito parcial para a  
obtenção do grau de mestre em Matemática Aplicada  
à Economia e à Gestão*

*Por:*

*Maria Aurora Murcho Galego*

*LISBOA*

*1992*



RESERVADO

HD5809 G35  
1992

# MODELOS DE PROCURA DE EMPREGO: ABORDAGEM TEÓRICA E ECONOMETRICA

*Dissertação apresentada como requisito parcial para a  
obtenção do grau de mestre em Matemática Aplicada  
à Economia e à Gestão*

*Por:*

*Maria Aurora Murcho Galego*

*LISBOA*

*1992*

**MODELOS DE PROCURA DE EMPREGO:  
ABORDAGEM TEÓRICA E ECONOMETRICA**

## NOTA DE AGRADECIMENTO

A autora não pode deixar de expressar o seu reconhecimento a todos os que contribuíram, de uma forma ou de outra, para que a realização desta dissertação fosse possível. Sem esquecer todos os outros, terá, no entanto, que proferir alguns agradecimentos especiais, nomeadamente:

.Ao Prof. Doutor Carlos Silva Ribeiro, que orientou este trabalho, pela sugestão do tema e pelo apoio dispensado ao longo da elaboração do mesmo,

.Ao Prof. Dr. Fernandes de Almeida, sobretudo pelo seu precioso auxílio de carácter informático.



# ÍNDICE

I. INTRODUÇÃO	6
II. MODELOS TEÓRICOS DAS ESTRATÉGIAS DE PROCURA DE EMPREGO	12
2.1. OS MODELOS ELEMENTARES..	12
2.1.1. A ESTRATÉGIA DE PROCURA PRÉDETERMINADA..	12
2.1.2. A ESTRATÉGIA DE PROCURA SEQUENCIAL.	20
2.1.3. PROCURA SEQUENCIAL COM RESTRIÇÕES QUANTITATIVAS...	30
2.2. <u>DESENVOLVIMENTOS DO MODELO ELEMENTAR DE PROCURA SEQUENCIAL...</u>	38
2.2.1. A CONSIDERAÇÃO DA AVERSÃO AO RISCO	38
2.2.2. A PROCURA ADAPTATIVA	44
2.2.3. A PROCURA SISTEMÁTICA	49
2.2.4. HORIZONTE DE PROCURA FINITO...	52
2.2.5. A VARIAÇÃO DA INTENSIDADE DE PROCURA...	57
2.2.5.1. <u>Num quadro de procura sequencial...</u>	57
2.2.5.2. <u>A consideração de mais do que uma oferta de emprego por período - A Procura mista</u>	.61
2.2.6. EXISTÊNCIA SIMULTÂNEA DAS ACTIVIDADES DE PROCURA E DE TRABALHO..	67
2.2.7. O PROBLEMA DA DISPERSÃO DAS OFERTAS DE SALÁRIO EM EQUILÍBRIO	.77

III.A ANÁLISE ECONOMETRICA DOS MODELOS DE PROCURA DE EMPREGO	81
3.1. A ABORDAGEM PELA FORMA ESTRUTURAL...	81
3.1.1. ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS ESTRUTURAIS DO MODELO ELEMENTAR QUANDO O SALÁRIO DE RESERVA NÃO É OBSERVADO...	83
3.1.1.1. <u>Procedimento de estimação de Kiefer e Neumann</u>	83
3.1.1.2. <u>Procedimento de estimação de Narendranathan e Nickell</u> ..	97
3.1.1.3. <u>Procedimento de estimação de Gerard V.D. Berg</u>	105
3.1.2. ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS ESTRUTURAIS QUANDO O SALÁRIO DE RESERVA É OBSERVADO. ...	113
3.2. A ANÁLISE ECONOMETRICA DE SOBREVIVÊNCIA...	120
3.2.1. A MODELIZAÇÃO DO TEMPO DE PERMANÊNCIA EM DESEMPREGO...	122
3.2.1.1. <u>Os Modelos de Base</u> . ...	122
3.2.1.1.1. Preliminares Estatísticos ...	122
3.2.1.1.2. Alguns Modelos Paramétricos...	129
3.2.1.2. <u>Os Modelos Explicativos</u> . ...	133
3.2.1.2.1. Diferentes Tipos de Regressores ...	133
3.2.1.2.2. Modelos com Taxas Instantâneas de Saída (Condicionais) do Desemprego Proporcionais. ...	136
3.2.1.2.3. Modelos com Taxas Instantâneas de Saída (condicionais) do Desemprego Aceleradas.	140
3.2.2. ESTRATÉGIAS DE ESTIMAÇÃO ...	144
3.2.2.1 <u>Métodos Paramétricos de Estimação</u> ..	144
3.2.2.1.1. Amostras com Censura à Direita ...	144
3.2.2.1.1. A Estimação pelo Método da Máxima Verosimilhança ...	146
3.2.2.2. <u>Métodos não Paramétricos e Semiparamétricos</u>	149

3.2.2.2.1. O Estimador Kaplan-Meir...	149
3.2.2.2.2. A Verosimilhança Parcial de Cox ...	152
3.2.3. PROBLEMAS DE ESPECIFICAÇÃO E DE TRATAMENTO DE VARIÁVEIS ...	155
3.2.3.1. <u>Modelos com Heterogeneidade</u> ...	155
3.2.3.2 <u>O Tratamento das Variáveis Dependentes do Tempo.</u> ...	161
IV. A PROCURA DO PRIMEIRO EMPREGO EM PORTUGAL. ...	164
4.1. <u>CONSIDERAÇÕES SOBRE A AMOSTRA UTILIZADA</u> ...	164
4.2. <u>ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DAS OFERTAS SALARIAIS E DO SALÁRIO DE RESERVA INDIVIDUAL</u> ...	173
4.3. <u>ANÁLISE ESTATÍSTICA DA DURAÇÃO DA PROCURA DO PRIMEIRO EMPREGO</u> ..	187
4.3.1. TESTES A EFECTUAR ÀS PREVISÕES DOS MODELOS TEÓRICOS DE PROCURA SEQUENCIAL...	187
4.3.2. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DAS PROBABILIDADES INSTANTÂNEAS DE SAÍDA DO DESEMPREGO. ...	192
V. CONCLUSÕES...	205
BIBLIOGRAFIA ...	210
ANEXO A - CARACTERÍSTICAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS. ...	222
ANEXO B - RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES. ...	226

## I . INTRODUÇÃO



O mercado de trabalho é, nas economias modernas, um fascinante e importante mercado, apresentando uma estrutura muito mais complexa e diversificada do que qualquer outro.

É caracterizado nomeadamente pela existência de informação imperfeita e assimétrica e heterogeneidade entre os trabalhadores e empresas.

Contudo, compreender este mercado é crucial para compreender os movimentos dos agregados macroeconómicos, assim como para entender e avaliar as questões de bem-estar associadas com o desemprego.

Na análise do mercado de trabalho os "search models" representam, na modelização empírica do emprego e da participação laboral, uma ruptura com as técnicas convencionais. No contexto do "job search"<sup>1</sup>, a incerteza acerca do ambiente económico é explicitamente considerada na modelização teórica do comportamento do agente económico, daí que este tipo de análise permita uma interação produtiva entre a teoria económica e o trabalho aplicado.

Estes modelos são explicitamente estocásticos e, como tal, a

---

1. Que iremos traduzir por procura de emprego. Assumida como boa esta tradução, ela passará a ser usada no resto do texto.

distinção entre os argumentos teóricos e os empíricos é muito menos pronunciada do que habitualmente.

A actuação quer dos empregadores quer dos trabalhadores realiza-se em condições de incerteza e informação imperfeita e dispendiosa. No fundo, a teoria de "search" trata precisamente da aquisição de informação por parte dos agentes económicos, melhorando o seu desempenho à medida que eles aprendem mais acerca do mundo que os rodeia.

Nesta perspectiva, esta teoria é simplesmente uma sequência de tomada de decisões numa situação de incerteza. Sendo assim, é claro que ela é um ingrediente essencial de qualquer mercado sobre o comportamento individual em condições de incerteza. De facto, a teoria de "search" pode não só ser aplicada ao mercado de trabalho mas também em muitos outros contextos, nomeadamente nos domínios da finança e do marketing.

A análise apresentada nesta dissertação está relacionada com a estratégia de procura de emprego por parte dos trabalhadores. Obviamente, métodos semelhantes podem ser aplicados para investigar o comportamento no mercado de trabalho dos empregadores.

Esta teoria é interessante por fornecer um instrumento para o estudo do fenómeno de afectação de recursos desempregados. Para explicar, por exemplo, o comportamento dos trabalhadores

desempregados ao longo do tempo, esta teoria coloca-os num cenário em que eles escolhem, racionalmente, a rejeição de ofertas disponíveis e a permanência como desempregados em troca da oportunidade de esperar por ofertas no futuro, que eles prespectivam ser melhores.

Considerada por este ângulo, a teoria de "search" pode contribuir, de forma importante, para a análise teórica de diversas mobilidades (entre-empresas, geográficas, profissionais), mas também das transições entre emprego, desemprego e inactividade. Num âmbito mais geral ainda, esta teoria constitui um dos fundamentos mais importantes da análise dinâmica ao nível microeconómico (ou longitudinal) da oferta individual de trabalho em situação de informação imperfeita.

Os resultados da teoria de "search" podem ser usados para inferências acerca do comportamento do emprego e do desemprego. Nomeadamente, utiliza-se esta teoria para estudar como as escolhas dos trabalhadores irão responder a variações nos subsídios de desemprego ou na qualidade da informação acerca dos empregos.

A possibilidade de explicar muitos fenómenos do mercado de trabalho em termos de actividade de procura de emprego, em condições de informação imperfeita, por parte dos indivíduos, levou a um considerável crescimento da literatura sobre a economia da informação em geral e da procura de emprego em

particular.

Podemos dizer que as primeiras referências relativas à problemática do "search" apareceram ainda nos anos 30. Vários autores abordaram nos seus trabalhos questões próximas das que foram, anos mais tarde, levantadas pelos teóricos da procura de emprego. Salientam-se, de entre estes, os economistas Hicks [1932] na sua obra "A teoria dos Salários" e posteriormente Hutt [1939]. Este último, desenvolveu um modelo de oferta de trabalho baseado em hipóteses que seriam duas décadas mais tarde, retomadas pelos primeiros autores da teoria da procura de emprego.

Na verdade, os principais conceitos sobre os quais assenta esta teoria foram definidos nos artigos de Stigler [1961] e McCall [1965]. O desenvolvimento da teoria do "search" foi, entretanto, marcado por formalizações correspondentes à descrição de situações cada vez mais complexas, mas também mais realistas, do que as consideradas nos primeiros modelos.

Desde os trabalhos pioneiros de Stigler, esta teoria evoluiu dando lugar a três tipos de abordagens diferentes. No começo dos anos sessenta muitos economistas, com base nos princípios microeconómicos da teoria da procura de emprego, tentaram definir uma análise macroeconómica da dinâmica do desemprego e da inflação. Aparecem neste contexto os trabalhos de Phelps [1970] e Mortenson [1970].

No seguimento destes trabalhos, desenvolveram-se outros, exclusivamente microeconómicos, cujo objectivo era formalizar as estratégias óptimas de procura de emprego dos trabalhadores de forma mais rigorosa, colocando-se, portanto, estes trabalhos em contextos mais complexos que os primeiros. Os artigos de Kohn e Shavell [1974] e Lippman e McCall [1976 a, b] constituem neste domínio referências obrigatórias, uma vez que eles sintetizam uma primeira vaga de trabalhos microeconómicos, e uniformizam a apresentação da teoria da procura de emprego.

Mais tarde, ainda no final dos anos 70, surgem, com base nessas formalizações microeconómicas, trabalhos de âmbito mais geral, estudando o problema das distribuições de salários em situação de equilíbrio ou a eficiência dos "search models".

Esta dissertação enquadra-se no segundo tipo de trabalhos, apresentando-se numa primeira parte os modelos teóricos parciais de procura de emprego e alguns desenvolvimentos destes.

A análise teórica dos comportamentos de procura leva, de maneira directa, como já se deu a entender, ao estudo econométrico. Desde os anos de 1978/79 até aos nossos dias, não cessaram de serem desenvolvidos modelos econométricos (estruturais) para estimação do salário de reserva individual e de outros parâmetros do modelo elementar de procura



sequencial, ou modelos econométricos de sobrevivência ou de transição entre estados (de emprego, desemprego ou inactividade), em que os parâmetros estimados podem ser interpretados à luz dos modelos teóricos de procura de emprego. Estes procedimentos econométricos são expostos neste trabalho salientando-se os seus defeitos e virtudes.

Um dos objectivos desta dissertação é, também, a aplicação dos princípios da teoria da procura de emprego à economia portuguesa. Como tal, a finalizar, apresentam-se algumas aplicações das técnicas econométricas referidas ao mercado de trabalho português.

Apesar de limitada pelos dados disponíveis, que nos levou a restringir a nossa atenção ao estudo do desemprego dos jovens à procura do primeiro emprego, esta análise parece-nos importante. O interesse é justificado dados os escassos trabalhos empíricos sobre o mercado de trabalho, e em particular sobre a oferta de trabalho, em Portugal, especialmente se pensarmos em abordagens do tipo microeconómico.

## II. MODELOS TEÓRICOS DAS ESTRATÉGIAS DE PROCURA DE EMPREGO

### 2.1. OS MODELOS ELEMENTARES

Em alguns mercados, a diversidade de preços existente impede que os compradores (ou vendedores) localizem instantaneamente os preços fixados pelos diversos vendedores (ou compradores). No âmbito da teoria do "search", e no caso particular do mercado de trabalho, há dificuldade de identificação do salário fixado pelos diferentes empregadores. Para localizar os salários mais favoráveis o indivíduo incorre num determinado custo fixo.

O problema do trabalhador será escolher o comportamento óptimo a adoptar para obter informação sobre os salários oferecidos pelas empresas. Na teoria da procura de emprego há, em geral, dois tipos de estratégia de actuação:

- a estratégia de procura predeterminada na qual o trabalhador fixa "ex ante", em função de parâmetros pertinentes, o número óptimo de empresas a contactar e onde, em consequência, o tempo não intervem de maneira explícita;
- a estratégia de procura sequencial, na qual a regra óptima para o fim da procura é baseada no nível de salário, dito de

reserva, que o trabalhador fixa em cada período de procura.

A estratégia de procura predeterminada foi inicialmente formalizada por Stigler [1961 , 1962] . Tendo-se mostrado ineficiente ela foi progressivamente abandonada pela maior parte dos teóricos em favor da estratégia de procura sequencial, introduzida por MacCall [1970] e Mortensen [1970].

Neste capítulo, apresentam-se os modelos teóricos que estudam os comportamentos individuais de procura de emprego, tentando dar conta da sua progressão, começando pela exposição dos modelos elementares de procura. Dada a preferência manifestada pelo segundo tipo de estratégia, será o modelo elementar de procura sequencial em situação de desemprego, que iremos analisar mais em pormenor, até porque este ainda é a principal referência de numerosos trabalhos actuais, nomeadamente econométricos.

#### 2.1.1. A ESTRATÉGIA DE PROCURA PREDETERMINADA

Stigler no seu artigo de 1961 desenvolveu uma teoria de como os consumidores deviam actuar num mercado em situação de informação imperfeita.

Embora o artigo de Stigler trate mais especificamente de um

consumidor procurando o preço mínimo, o problema que ele analisa pode ser apresentado em contextos diferentes, tendo ele próprio num artigo posterior<sup>1</sup> se interessado particularmente pelo mercado de trabalho.

O trabalhador, no âmbito da estratégia predeterminada, procura emprego num mercado em que os empregos são homogêneos em todas as suas características à excepção do salário. Antecipadamente, o trabalhador sabe que o emprego que procura existe num grande número de empresas mas não qual o salário que é oferecido por cada uma. O indivíduo conhece somente a função de distribuição dos salários  $F(.)$  relativamente ao conjunto das empresas. A dispersão dos salários é então a fonte básica de ignorância ou incerteza no mercado.

Por cada empresa contactada o trabalhador tem que suportar um custo  $c$  que não é necessariamente idêntico para todos os indivíduos. O seu objectivo é maximizar a remuneração salarial esperada líquida dos custos de procura.

Se há um custo a pagar pelo conhecimento dos salários oferecidos, é natural que o trabalhador procure limitar a sua procura. De acordo com esta estratégia, ele deverá especificar o número óptimo de ofertas, a solicitar antes do início da procura e só depois aceitar a melhor oferta salarial.

---

1. STIGLER [1962].

Formalmente o problema pode ser visto como se segue<sup>1</sup>. Cada oferta de salário é uma variável aleatória não negativa, contínua, com função de distribuição  $F(\cdot)$  e o total conhecimento dessa distribuição, dá ao trabalhador a possibilidade de calcular, para uma dada dimensão da amostra  $n$  das empresas a contactar, o máximo salário esperado da amostra:  $E [\max w|n]$ . Como o custo de recolher  $n$  ofertas salariais é  $cn$ , o rendimento líquido esperado de uma amostra de dimensão  $n$  é:

$$(1) \quad V(n) = E [\max w|n] - cn$$

Por sua vez, a probabilidade de que  $w$  seja o valor máximo da amostra é igual:

$$\begin{aligned} G_n(w) &= \Pr [w_1 \leq w] \Pr [w_2 \leq w] \dots \Pr [w_n \leq w], \quad w \in [0, \bar{w}] \\ &= F(w)^n \end{aligned}$$

Diferenciando em ordem a  $w$ , temos:

$$g_n(w) = n f(w) F(w)^{n-1}$$

A expressão para o valor da oferta salarial máxima esperada é então:

$$E_n(w) = \int_0^{\bar{w}} w g_n(w) dw$$

---

1. Seguiremos de perto a formalização adoptada por MACKENNA (1985), pp. 7-10.

$$= n \int_0^{\bar{w}} w f(w) F(w)^{n-1} dw$$

Que integando por partes dá:

$$(2) \quad E_n(w) = \bar{w} - \int_0^{\bar{w}} F(w)^n dw$$

Facilmente se pode provar que o valor do salário esperado é uma função crescente de  $n$ . Vejamos:

$$E_{n+1}(w) - E_n(w) = \int_0^{\bar{w}} F(w)^n [1 - F(w)] dw$$

e segue-se imediatamente que:

$$E_{n+1}(w) > E_n(w)$$

O acréscimo em  $E_n(w)$  diminui, contudo, á medida que a dimensão da amostra aumenta. Por outras palavras:

$$(3) \quad A(n) = E_n(w) - E_{n+1}(w)$$

é decrescente em  $n$ . Então, só será vantajoso aumentar o número de empresas a contactar, se  $A_n$  for superior a  $c$ , ou seja se o rendimento marginal esperado for superior ao custo marginal, devido ao aumento da amostra de  $n-1$  para  $n$  empresas. Logo, a dimensão óptima da amostra ( $n^*$ ), ou o valor que maximiza (1), será o maior inteiro que satisfaz a seguinte desigualdade:

$$(4) \quad A(n) \geq c$$

Uma estratégia de procura predeterminada é então definida pela fixação anterior a toda a acção de procura, tendo por base os parâmetros considerados importantes (custos de procura, função de distribuição das ofertas de salários), do número óptimo de empresas que o indivíduo deve contactar antes de aceitar um salário, e logo um emprego.

Nesse cálculo, não intervem explicitamente o tempo: as ofertas de trabalho feitas pelas empresas contactadas são supostamente recolhidas ao longo de um só período. Ao fim desse período, o trabalhador escolhe a oferta de salário mais elevada entre aquelas que ele recolheu. Como tal, a solução do problema tem por base a discriminação das empresas feita pelo trabalhador fundamentada unicamente no salário. Nesta estratégia, supõe-se que cada oferta pode ser conservada pelo trabalhador até que ele efectue a escolha. Isto quer dizer que a oferta não se perde mesmo que o trabalhador não a aceite imediatamente (ao contrário do que acontece na procura sequencial, como veremos mais adiante).

Podemos, então, resumir o modelo básico de Stigler, no âmbito do mercado de trabalho, pelas seguintes hipóteses:

1) uma oferta de salário  $w$  é uma variável aleatória não negativa com função de distribuição  $F(\cdot)$ ,  $E(w_i) < \infty$  e os  $w_i$ 's são mutuamente independentes.  $F(\cdot)$  tem associada uma função de densidade de probabilidade  $f(\cdot)$ .

2) A distribuição  $F(.)$  dos salários é conhecida pelo trabalhador.

3) O indivíduo paga um montante constante  $c$  por cada oferta recebida.

4) Existe um número ilimitado de ofertas possíveis.

5) O indivíduo pode, a qualquer momento, aceitar qualquer oferta recebida até à altura, ou seja o trabalhador não perde as ofertas se não as aceitar imediatamente.

6) O trabalhador procura maximizar o rendimento esperado líquido dos custos de procura.

Este modelo, como já se fez referência, foi criticado por diversos autores. As principais críticas dizem respeito ao facto da formalização não reter explicitamente o tempo na lista das variáveis pertinentes e, ainda, das ofertas de emprego não se perderem. Esta última hipótese parece pouco realista em mercados de trabalho onde haja uma forte taxa de desemprego.

Logo que as ofertas de salário não possam ser recolhidas simultâneamente, e que o tempo intervem mesmo de maneira implícita no processo de procura, esta estratégia pode-se mostrar ineficiente.



Mais especificamente, a não eficiência da estratégia de procura predeterminada, pode ser sublinhada pelo facto de se fixar a priori o número de contactos a empreender com as empresas. Assume-se de facto que, após  $n^*$  ser determinado, o indivíduo na realidade contacta as  $n^*$  empresas, independentemente das ofertas de salário que ele vai receber ao longo da sua procura.

Um momento de reflexão revela as possíveis situações absurdas desta estratégia. Por exemplo, mesmo que o salário encontrado ( $w_1$ ) seja o máximo possível (ou seja o limite superior da distribuição salarial), o indivíduo continuará a contactar todas as  $n^*$  empresas. Obviamente este não é um comportamento óptimo.

Tendo por base estas críticas, muitos autores, rejeitaram a estratégia proposta por Stigler, em favor duma estratégia sequencial fundada sobre uma regra óptima que uma vez atingida fará parar o processo de procura.

Na realidade, em função da não eficiência desta estratégia, o trabalhador pode preferir uma estratégia sequencial de procura, na qual ele se empenha em contactar um só empregador, ou seja em recolher uma só oferta de salário, em cada período de procura. A regra óptima de decisão apoia-se na determinação de um salário dito de reserva.

### 2.1.2. A ESTRATÉGIA DE PROCURA SEQUENCIAL

Este modelo foi, e continua a ser, a maior referência para os desenvolvimentos teóricos e trabalhos econométricos sobre a procura de emprego. Vamos manter a nossa formulação e considerar um indivíduo que procura emprego. Ele pode continuar a sua procura pelo tempo que quiser sendo portanto o horizonte temporal da procura infinito. Em consequência, o número de ofertas que podem ser recolhidas não é limitado.

Em cada período, o trabalhador recebe exactamente uma oferta de trabalho efectivo e portanto só pode aceitar uma oferta de salário por período. Daí que a intensidade da procura não varia ao longo do tempo. Por outro lado, por cada oferta recebida, ou seja por cada vez que o trabalhador faz diligências para encontrar um emprego, ele paga um montante fixo conhecido  $c$ , que inclui as despesas monetárias que o indivíduo tem.

As ofertas de salário não aceites são imediatamente perdidas, mas, quando uma oferta de salário é aceite por um trabalhador em desemprego, a actividade de procura cessa, o emprego começa e é definitivo. O modelo não aceita assim empregos temporários e demissões, quer por parte do trabalhador quer por parte do empregador. Por outro lado, uma vez aceites, os salários propostos são supostamente imutáveis.

As habilitações dos trabalhadores em desemprego são consideradas invariantes ao longo do tempo, mas os possíveis empregadores não as avaliam necessariamente de forma igual. Deste modo, diferentes empregadores podem apresentar diferentes ofertas de salário.

Cada oferta de salário é considerada uma variável aleatória real, não negativa, contínua com função de distribuição  $F(\cdot)$ . Supõe-se, entretanto, que o trabalhador, antes mesmo do início da procura de emprego, conhece a distribuição de salários que ele poderá receber de acordo com as suas aptidões particulares. Por hipótese esta distribuição não se modifica ao longo do tempo.

Esta hipótese de invariância no tempo da distribuição implica que, durante todo o período, a probabilidade do trabalhador receber uma oferta inferior ou igual a  $w$ , é  $F(w)$ , independentemente de todas as ofertas recebidas anteriormente e do período em que a oferta considerada é recolhida.

Outra hipótese importante, é que o trabalhador é neutro em relação ao risco e logo o seu objectivo é, em cada instante, a maximização do rendimento esperado actualizado líquido dos custos da sua actividade de procura.

A duração da procura, ou seja, do período de desemprego, depende do salário que o indivíduo pensa que os seus serviços valem no mercado de trabalho e logo da distribuição da oferta

de salários que ele conhece, e do custo de oportunidade da actividade que procura. O trabalhador rejeitará as ofertas de emprego que apareçam abaixo das suas expectativas e permanecerá desempregado. Por outro lado, se o custo da informação é grande, o indivíduo tenderá a limitar a sua procura.

As ofertas de salário aparecem periodicamente (uma por período) e o trabalhador deve aceitá-las ou rejeitá-las imediatamente à medida que surgem, sabendo que se rejeitar deve continuar a sua actividade de procura e incorrer no custo respectivo. O indivíduo continua a procurar e permanece desempregado enquanto as ofertas forem inferiores a um determinado valor mínimo considerado por ele aceitável. Quando uma oferta excede esse valor ela é aceite e o emprego começa. Esta será a estratégia óptima do trabalhador que rejeitará todas as ofertas abaixo do valor mínimo denominado salário de reserva e aceitará as que se situem acima desse valor. Há um valor crítico (salário de reserva) associado a cada política óptima individual de procura. Estratégias com esta estrutura simples dizem-se possuir a propriedade do salário de reserva.

Esse salário de reserva é constante se o horizonte de procura é infinito e toda a oferta de salário que lhe seja superior é aceite imediata e definitivamente.

O tempo de procura esperado, é então uma função crescente

desse salário de reserva, que é ele mesmo função do custo de procura.

Para sermos mais precisos, vejamos a formalização<sup>1</sup> do problema:

Seja  $w$  a oferta de salário, uma variável aleatória real, não negativa, contínua, com função de distribuição  $F(\cdot)$ , de tal forma que  $E(w) < \infty$  e com função de densidade  $f(\cdot)$ .

Existe um nível de salário de reserva  $\phi$ , tal que se representarmos por  $w$  a última oferta de salário recebida:

- (1) . o trabalhador aceita a oferta se  $w \geq \phi$
- . o trabalhador continua a procurar se  $w < \phi$

Uma estratégia de procura de emprego diz-se possuir a propriedade do salário de reserva se aquela condição se verificar.

Se  $w=\phi$  o trabalhador é indiferente em relação a cada uma das hipóteses.

Vai-se então demonstrar que uma estratégia de procura sequencial possui a propriedade do salário de reserva e determinar o valor do salário de reserva ( $\phi$ ) correspondente. Seja  $V(w)$  o máximo rendimento (salários deduzidos dos custos

---

1. Segue-se de perto a formalização adoptada por FOUGERE [1986], pp. 39 - 44.

de procura) esperado, actualizado, que pode ser obtido num horizonte infinito, sendo  $w$  o valor da última oferta de salário recebida. É claro que  $V(w)$  é igual ao máximo rendimento resultante, respectivamente, das duas opções seguintes:

a) rejeitar a oferta de salário  $w$  no período presente e prosseguir a procura por, pelo menos, mais um período.

b) aceitar definitivamente essa oferta  $w$ , recebendo portanto  $w$  em todos os períodos futuros.

Vamos representar por  $\mu_1$  e  $\mu_2(w)$  os valores actuais destas duas opções. Sendo  $\beta$  o factor de actualização ( $0 < \beta \leq 1$ ), por definição  $\beta = 1/(1+r)$ , onde  $r$  é a taxa de actualização, então o valor actual da segunda opção é:

$$(2) \mu_2(w) = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i w = w/(1-\beta)$$

E o valor de  $V(w)$  será:

$$(3) V(w) = \max \{ \mu_1, \mu_2(w) \} = \max \{ \mu_1, w/(1-\beta) \}$$

Se o salário de reserva ( $\phi$ ) existe, ele será o nível de salário  $w$  que iguala os valores respectivos das opções 1 e 2, já que, como já se disse, se  $w=\phi$  a escolha é indiferente. Logo  $\phi$  é tal que:

$$(4) \mu_1 = \phi / (1-\beta) \Leftrightarrow \phi = \mu_1 (1-\beta)$$

Se o indivíduo rejeita a oferta de salário actual, vai continuar a procurar emprego no período seguinte incorrendo num custo  $c$ . Em consequência, o valor actual da primeira opção, é:

$$(5) \mu_1 = -c + \beta \int_0^{\infty} V(w) f(x) dx$$

e com a ajuda de (3) e (4), pode ser escrito na forma seguinte:

$$\begin{aligned} \mu_1 &= -c + \beta \int_0^{\infty} \max \{ \phi / (1-\beta); x / (1-\beta) \} f(x) dx \\ \mu_1 &= -c + \beta \int_0^{\phi} [ \phi / (1-\beta) ] f(x) dx + \beta \int_{\phi}^{\infty} [ x / (1-\beta) ] f(x) dx \\ &= -c + \beta / (1-\beta) \left[ \phi F(\phi) + \int_{\phi}^{\infty} x f(x) dx \right] \\ &= -c + \beta / (1-\beta) \left[ \phi - \phi \int_{\phi}^{\infty} f(x) dx + \int_{\phi}^{\infty} x f(x) dx \right] \\ &= -c + \beta / (1-\beta) \left[ \phi + \int_{\phi}^{\infty} (x - \phi) f(x) dx \right] \end{aligned}$$

Já que  $\mu_1 = \phi / (1-\beta)$ , vejamos então como determinar  $\phi$ :

$$\mu_1 = -c + \beta \mu_1 + \beta / (1-\beta) H(\phi), \quad \text{com } H(\phi) = \int_{\phi}^{\infty} (x - \phi) f(x) dx$$

ou ainda:

$$\mu_1 (1-\beta) + c = \beta/(1-\beta) H(\phi)$$

Como  $\beta=1/(1+r)$ , então  $\beta/(1-\beta)=1/r$  e, utilizando a equação (4), esta pode ainda ser escrita da seguinte maneira:

$$(6) \quad \phi + c = (1/r) H(\phi)$$

O termo da esquerda da equação (6) pode ser visto como o custo total de uma procura suplementar no período seguinte, logo que a oferta de salário actual seja igual a  $\phi$ . De facto, temos que considerar dois tipos de custos: o custo monetário directo de prosseguir a sua procura por mais um período suplementar, ou seja  $c$ ; e o custo de oportunidade da continuação da procura logo que  $\phi$  é a oferta de salário actual. Este último será igual a  $\phi$  uma vez que o trabalhador rejeita essa oferta que está disponível imediatamente e prossegue a sua procura de emprego.

O termo da direita, por sua vez, é igual ao valor do benefício esperado actualizado resultante da continuação da procura no período seguinte, logo que a oferta de salário actual seja igual a  $\phi$ .

O salário de reserva é, como é evidente, a solução da equação (6), dependendo somente de  $F(\cdot)$  e de  $c$ , sendo calculado de forma a que o custo marginal de obter exactamente uma oferta



a mais seja igual ao rendimento marginal esperado de uma oferta suplementar.

De notar que  $H(w)$ , definida anteriormente, é uma função convexa, não negativa e estritamente decrescente, que tende para zero quando  $w$  tende para  $\infty$ .

De facto um estudo rápido da função  $H(w)$  permite verificar que:

$$\lim_{w \rightarrow 0} H(w) = E(w) ; \lim_{w \rightarrow \infty} H(w) = 0$$

$$d H(w) / d w = - \int_w^{\infty} d F(x) = - [ F(x) ]_w^{\infty} = - [ 1 - F(w) ] \leq 0$$

$$d^2 H(w) / d w^2 = f(w) \geq 0.$$

Consequentemente  $\phi$  é a solução única de (6).

Demonstra-se assim que a estratégia de procura sequencial em horizonte infinito possui a propriedade do salário de reserva. Esse salário de reserva, que é a base da decisão de parar a actividade de procura, ou melhor, é sobre ele que se baseia a regra óptima para o fim da procura, é o nível de salário que iguala o custo total e o benefício esperado (actualizado) resultante duma continuação da procura em pelo menos mais um período suplementar.

Reparamos também que, na procura sequencial, o trabalhador comporta-se de uma forma "miope". Quer isto dizer que, para

basear a sua escolha, ele deve comparar somente o ganho resultante da aceitação de uma oferta de salário, com o ganho esperado resultante da observação de exactamente uma oferta suplementar de salário e não com o valor da continuação óptima da procura durante, eventualmente, um longo período.

Entretanto é importante distinguir a propriedade do salário de reserva da propriedade de "miopia". Enquanto a primeira define quais são as ofertas aceitáveis ( que são as que excedem  $\phi$  ), a segunda fornece um método elementar de cálculo de  $\phi$ .

É fácil verificar, também, que o salário de reserva é uma função decrescente do custo de procura. De facto, diferenciando a equação (6), com  $r$  constante, pode-se escrever:

$$d\phi + dc = (1/r) dH(\phi),$$

que implica que:

$$d\phi / dc = 1 / [(1/r) H'(\phi) - 1],$$

que é negativo já que  $H'(\phi)$  é negativo ou nulo, de acordo com as conclusões a que anteriormente tínhamos chegado sobre o estudo da função  $H(\cdot)$ .

Por outro lado , se representarmos por  $p$  a probabilidade do

trabalhador receber uma oferta de salário superior ao salário de reserva ( $p = 1 - F(\phi)$ ), e por  $N$  o número de ofertas de salário até à recepção de uma oferta aceitável (isto é superior a  $\phi$ ), segue-se imediatamente que  $N$  (duração da procura) é uma variável aleatória com uma distribuição geométrica de parâmetro  $p = 1 - F(\phi)$  e média igual a  $1/p$ , ou seja:

$$\Pr(N=k) = p(1-p)^{k-1} \quad , \quad k = 1, 2, \dots$$

e

$$(7) \quad E(N) = 1/p = 1/[1 - F(\phi)].$$

Da expressão (7), decorre imediatamente que a duração da procura esperada é uma função crescente do salário de reserva  $\phi$ . Com efeito:

$$d E(N) / d \phi = f(\phi) / [1 - F(\phi)]^2 > 0$$

Dadas estas duas condições, havendo um aumento no custo de procura, "ceteris paribus", o salário de reserva diminui fazendo com que a duração esperada da procura diminua igualmente.

### 2.1.3. PROCURA SEQUENCIAL COM RESTRIÇÕES QUANTITATIVAS

A hipótese do modelo elementar de procura sequencial que postula que o trabalhador procurando emprego recebe exactamente uma oferta de salário por período unitário de procura, é uma hipótese pouco realista e que restringe demasiado a análise. Isto acontece nomeadamente quando se pretende formalizar os comportamentos individuais de procura em mercados caracterizados por uma forte taxa de desemprego. Nestas condições, o trabalhador poderá não receber qualquer oferta de salário no período considerado.

No sentido de conseguir uma maior aderência do modelo à realidade, alguns autores retiraram essa hipótese restritiva, introduzindo a possibilidade do trabalhador não receber nenhuma oferta de salário durante um período unitário de procura. Como exemplo podemos referir Lippman e McCall [1976 c], os primeiros a apresentar um modelo deste tipo, Gal, Landsberger e Levykson [1981], Flinn e Heckman [1982], Lancaster e Chesher [1983] e Chalkley [1984], entre outros.

Uma das formalizações mais utilizadas consiste em admitir que o indivíduo está desempregado, sendo portanto impossível a procura em situação de emprego. Em cada período, assume-se que o indivíduo obtem uma oferta efectiva de salário com probabilidade  $q$  ou uma oferta "nula" de salário com probabilidade  $(1-q)$ . Assume-se, além disso, que o trabalhador

não pode receber mais do que uma oferta de salário ao longo de cada período unitário de procura ( que pode ser designado por período "elementar"). Tendo recebido uma oferta o indivíduo pode aceitá-la e deixar definitivamente o desemprego ou rejeitá-la e continuar a procura de emprego. O custo de obter uma oferta continua a ser igual a  $c$ .

Por hipótese, tal como anteriormente, o indivíduo tem um horizonte de procura infinito e as ofertas uma vez recusadas perdem-se definitivamente.

O valor do parâmetro  $q$  depende quer de factores de natureza económica, tal como a taxa de desemprego no sub-mercado de trabalho considerado, ou a relação entre o número de trabalhadores à procura de emprego e o número de vagas de emprego, num dado instante; quer de características individuais ( formação, experiência, passado profissional, etc) que a empresa pode utilizar como base para a selecção dos candidatos.

Dadas as novas hipóteses do modelo, terá que ser modificada a função de densidade, anteriormente definida, das ofertas de salário que o indivíduo enfrenta,  $f(.)$ . A nova função de densidade terá que ter em conta a probabilidade  $q$ , de receber uma oferta de salário durante um período unitário de procura. Partindo do princípio que essa probabilidade  $q$  é independente do nível de salário considerado, a função de densidade modificada,  $g(.)$  será:

$$g(0) = 1-q \quad , \quad \text{para } w=0$$

(1)

$$g(w) = q \cdot f(w), \quad \text{para } w > 0$$

Como consequência destas modificações, também a função de distribuição,  $G(\cdot)$ , das ofertas de salário é alterada. Como a probabilidade de um trabalhador receber uma oferta de salário superior a  $w$  é igual a:

$$\begin{aligned} \Pr(x > w) &= 1 - \Pr(x \leq w) = 1 - \int_{-\infty}^w g(x) \, dx = \int_w^{\infty} g(x) \, dx \\ &= \int_w^{\infty} q \cdot f(x) \, dx = q \cdot \int_w^{\infty} f(x) \, dx = q [1 - F(x)] \end{aligned}$$

então:

$$1 - G(w) = q \cdot [1 - F(w)] \quad ,$$

ou seja:

$$G(w) = 1 - q \cdot [1 - F(w)]$$

logo:

$$G(0) = 1 - q$$

(2)

$$G(w) = 1 - q \cdot [1 - F(w)], \quad \text{para } w > 0$$

Entretanto verifica-se facilmente que :

$$\lim_{w \rightarrow \infty} G(w) = 1, \quad \text{para } q \neq 0, \quad \text{já que} \quad \lim_{w \rightarrow \infty} F(w) = 1$$

No modelo elementar de procura sequencial a probabilidade de

não receber qualquer oferta num período era nula, o que significava que  $F(0)=f(0)=0$ . Agora esta só será igual a zero, se  $q=1$ , ou seja quando há a certeza de que o trabalhador receberá uma oferta efectiva. De facto:

$$G(0) = g(0) = 1 - q, \text{ e se } q = 1 \quad G(0) = 0$$

Se  $q \neq 1$ , ou seja se  $q \in ] 0,1 [$ , então :

$$q[1 - F(w)] < [1 - F(w)]$$

Sendo, para  $w > 0$ ,  $G(w) = 1 - q[1 - F(w)]$ , então:

$$1 - G(w) < q[1 - F(w)]$$

substituindo na expressão anterior:

$$(3) \quad 1 - G(w) < [1 - F(w)] \Leftrightarrow G(w) > F(w), \text{ para } w > 0$$

Sendo assim, verificamos que logo que a probabilidade de receber uma oferta de salário efectiva ao longo de um período diminui, a probabilidade de receber uma oferta de salário estritamente superior ao nível de salário  $w$ , também diminui ao longo desse período. Isto torna-se evidente pelo facto de:

$$(4) \quad dG(w) / dq = - [1 - F(w)] \leq 0, \text{ para todo o } w \text{ pertencente ao domínio}$$

Facilmente se percebe também que a introdução de  $q$  tem como

resultado a modificação do valor do salário de reserva.

O objectivo do trabalhador continua a ser a maximização dos ganhos esperados, ou seja de  $V(w)$ , que como vimos, seguindo o trabalhador uma estratégia óptima, será igual ao valor máximo das duas opções possíveis:

- aceitar definitivamente um emprego saído dum tal salário  $\phi$ , denominada  $\mu_2(w)$ ,
- prosseguir a procura de emprego de maneira óptima no período seguinte, que representamos por  $\mu_1$ .

Ou seja:

$$V(w) = \max \{ \mu_1, \mu_2(w) \}$$

$$\text{sendo nesta situação } \mu_1 = -c + \beta \int_0^{\infty} V(w) g(x) dx$$

Para verificarmos as alterações no valor do salário de reserva, é preciso reescrever a equação que define o salário de reserva como o nível de salário  $\phi$  que iguala o valor destas duas opções.

Sendo assim  $\mu_1 = \phi/(1-\beta)$ , e o valor actual de  $\mu_1$  é neste caso:

$$\frac{\phi}{1-\beta} = -c + \beta \int_0^{\infty} \max \{ \phi/(1-\beta) ; x/(1-\beta) \} g(x) dx$$



equação que pode ser escrita como:

$$\frac{\phi}{1-\beta} = -c + \beta \int_0^{\phi} \frac{\phi}{1-\beta} g(x) dx + \beta \int_{\phi}^{\infty} \frac{x}{1-\beta} g(x) dx$$

Utilizando as definições das funções de densidade e de distribuição, respectivamente,  $g(\cdot)$  e  $G(\cdot)$  dadas em (1) e (2), podemos reescrever ainda esta equação sob a forma:

$$\frac{\phi}{1-\beta} = -c + \frac{\beta}{1-\beta} \phi + \frac{\beta}{1-\beta} q \int_{\phi}^{\infty} (x - \phi) f(x) dx$$

e rearranjando os termos obtém-se, finalmente, a equação definindo o salário de reserva numa forma análoga à obtida no caso do modelo elementar de procura sequencial:

$$(5) \quad c + \phi = (q/r) H(\phi),$$

$$\text{com } H(\phi) = \int_{\phi}^{\infty} (x - \phi) f(x) dx$$

Note-se que com  $q=1$ , reencontramos a equação do salário de reserva no modelo elementar.

Para além disso quanto maior for a probabilidade de receber uma oferta de salário "não nula" ao longo de um período, maior o salário de reserva e pelo contrário quanto menor for essa probabilidade menor o salário de reserva.

Para demonstrarmos esta afirmação, basta diferenciar a equação

(5) com  $\underline{c}$  e  $\underline{r}$  constantes:

$$d\phi = \frac{1}{r} q H'(\phi) d\phi + \frac{1}{r} H(\phi) dq$$

o que implica que:

$$(6) \quad \frac{d\phi}{dq} = \frac{H(\phi)}{r - q H'(\phi)} = \frac{\int_{\phi}^{\infty} (x - \phi) f(x) dx}{r + q(1 - F(\phi))} > 0$$

A probabilidade de que um trabalhador, na situação de desemprego, encontre um emprego aceitável ao longo do período considerado, é simplesmente definida como:

$$(7) \quad h = q[1 - F(\phi)]$$

onde  $[1 - F(\phi)]$  é a probabilidade da oferta de salário recebida nesse instante, seja superior ao seu salário de reserva  $\phi$ .

Um aumento em  $q$  tem um efeito ambíguo nesta probabilidade de transição. Na verdade, a primeira derivada de  $h$  em relação a  $q$  escreve-se:

$$(8) \quad \frac{\delta h}{\delta q} = [1 - F(\phi)] - qf(\phi) \frac{\delta \phi}{\delta q}$$

como  $\delta \phi / \delta q > 0$ , o sinal de  $\delta h / \delta q$  é a priori indeterminado. Em consequência, e na ausência de hipóteses suplementares, o modelo elementar de procura sequencial não permite prever o

efeito de uma variação da probabilidade de receber uma oferta de emprego ao longo dum período, sobre a probabilidade de transição do desemprego para o emprego ao longo do mesmo período. Tem, contudo, sido realizado um esforço considerável para demonstrar que esta derivada é geralmente positiva.<sup>1</sup> É plausível que quanto maior for  $q$  mais rapidamente os trabalhadores saiam da situação de desempregados, mas tal facto não acontecerá obrigatoriamente.

Nesta formalização, por hipótese, considera-se que a distribuição das ofertas de salário permanece estável no tempo. Em intervalos de tempo longos, a distribuição das ofertas de salário pode no entanto não ser estável. Existem diversas maneiras de integrar esta eventualidade no modelo elementar e várias foram propostas por diferentes autores.

---

1. Veja-se por exemplo FEINBERG [1977].

## 2.2. DESENVOLVIMENTOS DO MODELO ELEMENTAR DE PROCURA SEQUENCIAL

O modelo inicial foi desenvolvido e generalizado em muitas direcções. Naturalmente, podem ser apresentadas diferentes versões do problema da procura de emprego, dependendo das hipóteses utilizadas. Vamos analisar neste capítulo, embora não muito detalhadamente, as consequências da modificação de uma ou mais hipóteses do modelo ( muitas vezes irrealistas no contexto do mercado de trabalho), sobre as características das estratégias óptimas de procura de emprego.

### 2.2.1. A CONSIDERAÇÃO DA AVERSÃO AO RISCO

No modelo elementar , como se viu, o trabalhador era neutral em relação ao risco, derivando tal hipótese da forma assumida pela função de utilidade. Neste modelo a função de utilidade é linear e o objectivo o trabalhador é maximizar o rendimento esperado, líquido dos custos de procura.

Vários autores, como Nachman [1975], Danforth [1979] ou Hall, Lippman e MacCall [1979], que estudaram as consequências da aversão ao risco sobre o salário de reserva e sobre a estratégia óptima de procura, consideraram que tal

objectivo não é apropriado quando os indivíduos não são neutrais em relação ao risco.

Enquanto Danforth assume a aversão ao risco e a maximização da utilidade esperada do consumo, Nachman e Hall, Lippman e McCall estudam um modelo em que a aversão ao risco é permitida com os indivíduos a maximizar a utilidade esperada do rendimento.

O objectivo de maximizar o rendimento esperado do modelo elementar, entra em conflito com o ponto de vista tradicional de que os indivíduos maximizam funções de utilidade que são concavas em relação ao rendimento ou à riqueza. Daí que Danforth, Nachman, Hall, Lippman e McCall nos seus modelos considerem as implicações da introdução da utilidade como objectivo no problema da procura. Danforth e Nachman foram mesmo os primeiros a estudarem com sucesso este aspecto.

Os modelos propostos por Nachman e Hall, Lippman e McCall são essencialmente iguais ao modelo elementar de procura sequencial. Podemos, pois, dizer que todas as hipóteses deste se mantêm à excepção da hipótese da neutralidade em relação ao risco e da regra óptima definida para o fim da procura.

Nos modelos destes autores, de facto, a regra óptima é maximizar a utilidade esperada do seu salário acrescida da riqueza inicial líquida dos custos de procura e não mais o rendimento esperado líquido dos custos de procura.

Eles consideram uma função de utilidade  $U$  concava, não decrescente, diferenciável e contínua e os indivíduos procuram maximizar  $E U(M+Y)$ , em que  $M$  é a riqueza inicial do trabalhador deduzida dos custos de procura até ao momento e  $Y$  o benefício recebido no final da procura líquido dos custos associados à continuação da procura por mais um período.

Sendo assim, o trabalhador continuará a procura somente se a utilidade esperada de continuar a procura for maior do que a utilidade que obterá se aceitar a última oferta de salário recebida ( $w$ ), ou seja a procura cessará se:

$$(1) \quad U(M + w) \geq E U(M + Y)$$

Definindo  $V(M,w)$  como o máximo valor esperado da utilidade que pode ser obtido pelo indivíduo quando este se encontra na situação  $(M,w)$ , temos:

$$V(M,w) = \max \{ U(M+w) ; E U(M+Y) \}$$

Qualquer salário  $w$  que satisfaça a equação (1) é considerado aceitável e vamos representar por  $W$  o conjunto de salários aceitáveis.

A medida da aversão ao risco é dada pelo coeficiente de Arrow e Pratt de aversão absoluta ao risco e vai ser representado por:

$$r_u = - U'' / U'$$

Então, um trabalhador procurando emprego com uma função de utilidade  $U_1$  terá mais aversão ao risco do que um outro com função de utilidade  $U_2$  se  $r_{u1} \geq r_{u2}$ . Por outro lado, a sua aversão absoluta face ao risco é decrescente se  $r_{u1}$  é uma função não crescente no seu argumento que é, neste caso, o valor de  $M+Y$ .

Estes autores examinam, pois, quais as consequências sobre o conjunto de salários aceitáveis  $W$  à luz destas novas condições. Demonstraram que, mesmo considerando a aversão ao risco, o modelo mantém ainda a propriedade do salário de reserva. Para além disso, mostraram também que um trabalhador cuja aversão ao risco é maior procura menos, sendo portanto menos exigente ou menos selectivo. Sendo assim, ele aceitará todas as ofertas que aceitaria um trabalhador com menor aversão ao risco ou até neutro em relação ao risco mas, também, algumas ofertas que estes últimos rejeitariam, sendo portanto o seu conjunto  $W$  maior. Logo, se um trabalhador é mais adverso ao risco do que outro, o seu salário de reserva é menor.

Nachman demonstrou igualmente que, se a aversão absoluta face ao risco de um trabalhador é decrescente, então ele torna-se menos selectivo nas suas escolhas logo que a sua riqueza ( $M$ ) decresce. Isto quer dizer que para uma dada riqueza inicial  $M$ , o salário de reserva decresce logo que indivíduo realiza uma procura suplementar, já que a sua riqueza diminui no montante do custo da procura  $c$ .

Interessante é também a conclusão de que a estratégia óptima sob estas hipóteses não é necessariamente "miope".

Hall, Lippman e McCall estudaram igualmente as consequências da aversão ao risco num modelo de procura em que há a possibilidade de reter as ofertas de salário recebidas (caso da procura predeterminada).

Tal como anteriormente, o salário de reserva diminui com o decréscimo da riqueza e é menor no caso de um indivíduo mais adverso ao risco. Da mesma forma, a estratégia óptima pode não verificar a propriedade da miopia. Tais factos não são surpreendentes, o que é surpreendente e perturbador é que, na estratégia de procura predeterminada, o salário de reserva pode não existir e também não precisa aumentar à medida que há um aumento do risco.

Este facto é explicado pelos autores fazendo notar que, quando as ofertas de salário não se perdem, a melhor oferta recebida até ao momento serve como uma forma de segurança face a um possível insucesso no futuro.

Se o indivíduo tem assegurada uma oferta de salário relativamente elevada, então a perda de utilidade causada pela continuação, sem sucesso, da procura de emprego é pequena. Se, pelo contrário, a oferta é até agora baixa, então continuar a procura por mais um período e não conseguir ter uma oferta melhor, pode levar a uma perda considerável de



utilidade. Uma elevada oferta salarial, na realidade, eleva a riqueza do indivíduo até ao ponto em que ele se pode dar ao luxo de ser mais selectivo.

### 2.2.2. A PROCURA ADAPTATIVA

Os resultados anteriormente obtidos nos modelos elementares de procura, dependem da hipótese que considera que a distribuição das ofertas dos salários são conhecidas pelos trabalhadores, antes mesmo do começo da sua actividade de procura. Contudo, em qualquer contexto económico, esta é uma hipótese que poderá não se verificar. Em geral, muito pouco é conhecido acerca da natureza da distribuição dos salários e parece absurdo supor que todos os indivíduos a conhecem.

No sentido de se seguir uma estratégia óptima, parece importante que as propriedades da maximização do rendimento não dependam tão crucialmente do correcto conhecimento da distribuição dos salários. O problema que se levanta é, então, o que deve o indivíduo fazer se não conhecer essa distribuição.

Nesta situação, uma hipótese natural é a que o indivíduo, ao longo do processo de procura, vai aprendendo acerca da distribuição segundo um procedimento Bayesiano. Cada oferta de salário recebida pelo trabalhador vai fornecer-lhe uma informação nova, com a ajuda da qual ele pode rever as suas ideias a priori sobre a distribuição das ofertas e recalcular o seu salário de reserva. Sendo assim, "uma oferta de salário não constitui somente uma oportunidade de emprego,

mas igualmente uma fonte de informação"<sup>1</sup>. Dizemos que temos, neste caso, uma procura adaptiva uma vez que há uma revisão sistemática das suas ideias acerca da função de distribuição salarial.

Esta revisão da distribuição das ofertas definida a priori pelo trabalhador pode ser feita de duas maneiras diferentes. Uma das abordagens consistirá em o indivíduo, após receber uma oferta de salário poder, segundo o procedimento bayesiano, rever primeiro a distribuição das ofertas definida a priori recalculando de seguida o seu salário de reserva para, somente depois, decidir se vai ou não continuar a sua procura.

Outra forma de actuação, será o indivíduo decidir aceitar ou recusar a oferta actual antes de rever as suas ideias a priori e de recalcular o seu salário de reserva.

Terá a estratégia óptima de procura, derivada em situações em que a distribuição dos salários é desconhecida, as mesmas propriedades qualitativas que a estratégia óptima derivada de distribuições conhecidas? A resposta irá depender do processo de revisão das ideias a priori, ou seja da forma como o indivíduo tem em conta a nova informação.

Vejamos analiticamente a primeira situação. Supõe-se, neste

---

1. FOUGERÉ [1986], pp. 54.

caso, que o trabalhador detem uma informação imperfeita sobre os parâmetros ( $\tau$ ) da distribuição das ofertas de salário que vamos representar por  $q(w)$ . As ideias do indivíduo acerca da distribuição são resumidas por uma função de densidade de probabilidade a priori  $h(\tau \mid \theta)$ , onde  $\theta$  é um vector de parâmetros.

Esta distribuição a priori, resume toda a informação que o trabalhador tem sobre a média e outros momentos da distribuição das ofertas de salário. Logo que uma oferta de salário é recebida,  $\theta$  é revisto segundo um procedimento bayesiano, e um novo vector de parâmetros  $\theta'$  é calculado:

$$\theta' = T(\theta, x)$$

onde  $T$  é uma transformação fazendo depender  $\theta'$  de  $\theta$  e da observação presente do salário ( $x$ ).

Seja ainda  $V(x, \theta)$  o rendimento máximo actualizado enquanto que  $x$  é a oferta de salário que acabou de ser recebida.

Então:

$$V(x, \theta) = \max \{ x/(1-\beta) ; z(\theta) \},$$

$$\text{com } z(\theta) = -c + \beta \int \int V(w, T(\theta, w)) q(w \mid \tau) h(\tau \mid \theta) dw d\tau$$

Desde que o vector de parâmetros da distribuição à priori  $\theta$  contenha toda a informação implícita em  $x$ , a estratégia óptima tem ainda a propriedade do salário de reserva. Kohn e

Shavell [1974] demonstraram que, sob as condições enunciadas, isso se verificava, isto é:

o trabalhador aceita o emprego se  $x \geq (1-\beta) z(\theta)$ ,

o trabalhador rejeita o emprego se  $x < (1-\beta) z(\theta)$

Claro que o salário de reserva é agora uma função do conjunto de parâmetros  $\theta$ .

Ao contrário do que acontece neste caso, se o trabalhador optar pela segunda forma de actuação referida, não é certo que a propriedade de reserva se verifique.

Nesta situação, o trabalhador toma a decisão antes de rever a sua distribuição a priori e o seu salário de reserva. Rothschild [1974] tornou evidente que, em geral, a estratégia óptima não possui a propriedade do salário de reserva, neste caso. Apenas em situações em que as diferenças na informação acerca do valor dos salários sejam menores do que as diferenças nos salários, as regras óptimas de procura têm a propriedade do salário de reserva.

Este autor demonstrou que a propriedade do salário de reserva apenas se mantém no caso particular onde a distribuição a priori é do tipo Dirichlet. Ele mostrou igualmente que, nestas circunstâncias, um crescimento da dispersão da distribuição das ofertas de salário actualizados provoca um aumento do salário de reserva.

Assim, neste último caso, o comportamento óptimo, em termos qualitativos, das pessoas que procuram emprego face a distribuições desconhecidas é o mesmo que o de pessoas que procuram face a distribuições conhecidas. Nomeadamente, a procura tende a diminuir à medida que os custos da mesma aumentam e o salário de reserva baixará quando a incerteza aumentar.

### 2.2.3. A PROCURA SISTEMÁTICA

Nas duas situações de procura sequencial que foram referidos no ponto anterior, fica claro que o salário de reserva, se existe, pode variar ao longo do processo de procura. Na realidade uma das consequências da informação imperfeita acerca da distribuição dos salários é a variação do nível de aceitação, o que viola mais uma das hipóteses do modelo elementar de procura sequencial.

Quando a distribuição dos salários é desconhecida os salários considerados aceitáveis mudam à medida que a informação muda, de maneira que os procedimentos de procura óptima adoptados não podem ser caracterizados por um único salário de reserva.

Também se salientou que a consideração duma aversão ao risco decrescente, leva a que o salário de reserva diminua ao longo do processo de procura.

Entretanto, uma outra explicação para a variação do salário de reserva surgiu com Salop [1973]. Disse este autor, que uma falha importante nas hipóteses do modelo elementar era considerar que os indivíduos eram incapazes de fazer a priori a diferenciação entre as empresas. Quer isto dizer que, só após receber uma oferta de salário de uma determinada empresa, a pessoa consegue caracterizá-la. O indivíduo

contacta as empresas, recolhendo ofertas salariais, de uma forma aleatória, nunca alterando o seu salário mínimo de aceitação (salário de reserva).

Pelo contrário, Salop considera que os indivíduos dispõem antecipadamente de informação acerca dos níveis de salário oferecidos por cada empresa individualmente, podendo-as classificar em função das oportunidades de salário que elas podem oferecer. Sendo assim, um indivíduo racional selecciona as empresas a contactar e ordena a sua procura de uma maneira sistemática e não aleatoriamente. Ele começará por contactar as empresas que oferecem os melhores salários para só depois contactar as outras. Em cada momento tem, não só que seleccionar uma empresa a contactar, mas também decidir sobre o seu salário de reserva.

Como tal, o comportamento maximizador modifica-se e Salop demonstra que, mantendo-se todas as outras hipóteses do modelo elementar de procura sequencial, o nível de aceitação óptimo vai declinar com a duração do desemprego. Isto compreende-se uma vez que o indivíduo opta primeiro pelas empresas que lhe dão as melhores oportunidades. Em cada período o nível salarial oferecido é inferior ao anterior, então o indivíduo estará disposto a receber um salário menor hoje do que estava ontem em vez de preferir continuar a procura e ter uma oferta ainda menor no período seguinte. Weitzman [1979], que mais tarde retomou o estudo da procura sistemática, também evidenciou este facto.



Para além disso, como salienta Salop, é interessante verificar que "o critério derivado para seleccionar empresas não é meramente a expressão do salário esperado mas uma que inclui, também, a probabilidade de aceitação e a taxa de preferência temporal como argumentos separados para além do salário esperado"<sup>1</sup>.

Resumindo, o trabalhador numa procura sistemática escolhe não só uma ordenação de procura óptima mas também um conjunto óptimo de salários aceitáveis.

---

1. SALOP [1973], pp. 191.

#### 2.2.4. HORIZONTE DE PROCURA FINITO

Entende-se por horizonte de procura o número máximo de vezes ou períodos que o indivíduo escolhe para procurar sequencialmente um emprego. O modelo elementar considera que esse horizonte é infinito, não havendo pois qualquer limitação em relação ao número de períodos que o indivíduo dedica à procura.

Esta hipótese, como outras, pode ser contestada. Em determinadas situações o trabalhador, numa situação de procura de emprego, pode decidir a priori uma data relativamente próxima para terminar a sua procura. Neste caso nitidamente não estaremos numa situação de horizonte infinito.

Como exemplo podemos considerar um indivíduo que está próximo da idade da reforma, que poderá estabelecer como data limite para o fim da sua procura o dia em que terminar a sua vida activa. Da mesma forma, um desempregado recebendo subsídio de desemprego pode decidir que a data limite para o fim da sua procura de emprego terminará quando cessar o direito ao subsídio que actualmente recebe, aceitando nesse caso qualquer emprego que aparecer na altura. Um outro exemplo que pode ser referido é o caso dos jovens á procura de primeiro emprego, em que a data de começo do serviço militar obrigatório pode constituir um limite para o seu horizonte de

procura.

Assim, não será de estranhar que também esta hipótese tenha sido considerada nos modelos sobre procura de emprego. Nomeadamente, Pissarides [1976]<sup>1</sup> apresentou, um modelo de procura sequencial em que o indivíduo tem apenas um número finito de oportunidades de emprego, ou seja, poderá apenas procurar emprego durante um número finito de vezes ao longo da sua vida.

No modelo utilizado, o tempo está dividido em períodos elementares de tal maneira que não mais do que uma oferta de emprego é observada por período. Representando o número máximo de períodos que um trabalhador pode estar na vida activa por  $T^*$  e o número máximo de períodos elementares de procura planeada por  $T$ , então claramente:

$$T \leq T^*$$

Tendo por base a maximização de uma função de utilidade, a estratégia óptima é definida como se segue:

No princípio de cada período  $t$ , o indivíduo escolhe um conjunto de salários aceitáveis  $S_t$  para o período, recebendo uma oferta de salário de valor igual a  $w_t$ . Se este valor fizer parte do conjunto de salários aceitáveis, então o trabalhador

---

1. Outros autores consideraram também esta hipótese como Morgan e Manning [1985] ou Benhabib e Bull [1983], em modelos que mais à frente analisaremos.

pára a sua procura e aceita o emprego. Se pelo contrário,  $w_t$  não for considerado aceitável, um novo conjunto de aceitação  $S_{t+1}$  é escolhido e o processo é repetido até ao período  $T$ , se antes o trabalhador não encontrar nenhuma proposta aceitável.

Então, o problema quando  $T$  é fixo é encontrar os conjuntos de aceitação que a estratégia óptima definida implica.

Seja  $V_t$  o rendimento esperado derivado da procura quando a estratégia óptima é seguida e ainda há  $T-t$  oportunidades para procurar emprego e  $V_0$  o total de rendimentos esperados da procura, tendo como número máximo de oportunidades de procura  $T$ .

Suponha-se que o indivíduo enfrenta, no período um, uma oferta de valor igual a  $w_1$ . Se ele aceitar essa proposta a sua utilidade será  $U(w_1)$ , enquanto que se ele a rejeitar e continuar a procura os seus rendimentos máximos esperados serão  $V_1$ , porque ele agora tem  $T-1$  oportunidades de procura restantes. Então ele aceitará  $w_1$  se:

$$U(w_1) \geq V_1$$

e o conjunto de aceitação para o período um é então definido por:

$$S_1 = \{ w \mid U(w) \geq V_1 \}$$

prova-se que da mesma forma para o período  $t$ :

$$S_t = \{ w \mid U(w) \geq V_t \} , \text{ com } t=1, \dots, T$$

Então, os conjuntos óptimos de aceitação são unicamente determinados pelos rendimentos esperados derivados da procura subquente. Já que o indivíduo não irá deixar a sua utilidade cair abaixo de  $V_t$  em qualquer período  $t$ ,  $V_t$  é o nível de utilidade de reserva para o período  $t$ , sendo portanto diferente de período para período.

E como determina o indivíduo o seu horizonte de procura óptimo?

Num modelo com  $T$  fixo deriva-se uma estratégia de aceitação óptima descrita por conjuntos de aceitação  $S_1, \dots, S_T$  e com um total de rendimentos esperados derivados da actividade de procura  $V_0$ . Se aplicarmos o mesmo processo para  $T=0, 1, \dots, T^*$ , para cada  $T$  obteríamos uma estratégia diferente de aceitação e igualmente diferentes  $V_0$ 's para cada  $T$ .

Seja  $V_0^T$  o total dos rendimentos esperados quando o horizonte de procura é  $T$ . O nível óptimo  $T$  escolhido é o que faz com que  $V_0^T$  seja tal que nenhum dos elementos da sequência:  $V_0^0, \dots, V_0^{T^*}$  seja maior do que  $V_0^T$ .

Pissarides demonstrou que, como consequência da consideração do horizonte de procura finito e com a estratégia óptima de procura seguida, se num período um indivíduo não tem sucesso na sua procura de emprego, o seu nível de utilidade de

reserva ( $V_t$ ) vai ser reduzido.

De facto, já que o indivíduo só pode procurar emprego um número finito de vezes, se um período se passou e ele ainda está desempregado as suas possibilidades de nunca encontrar emprego aumentam, e ele reagirá baixando o seu nível de utilidade de reserva.

O horizonte finito mostra assim ser um dos factores que induz ao declínio do salário de reserva e, como tal, uma oferta de salário não aceitável no período  $t$  pode assim tornar-se aceitável no período  $t+1$ .

## 2.2.5. VARIAÇÃO DA INTENSIDADE DE PROCURA

### 2.2.5.1 Num Quadro de Procura Sequencial

Uma outra consequência da consideração do horizonte de procura finito, poderá ser a variação da intensidade de procura considerada estável no modelo elementar. Quando o número de oportunidades de emprego não é infinito, torna-se menos realista considerar que a intensidade de procura é estável. De facto, nesta perspectiva, o trabalhador pode querer aumentar a sua intensidade de procura a fim de aumentar a sua probabilidade de encontrar um emprego.

Uma das maneiras que o trabalhador, à procura de emprego, tem para aumentar a sua probabilidade de receber uma oferta de emprego é dedicando mais tempo à sua actividade de procura. Esta solução foi estudada por Kenneth Burdett [1979], que considerou um modelo que tenta fazer a integração da teoria tradicional da oferta de trabalho com a teoria da procura de emprego.

Por estas razões, o modelo apresenta duas diferenças em relação ao que é habitual em modelos de procura sequencial de emprego. Por um lado, o trabalhador vai maximizar a sua utilidade esperada, que é uma função do tempo de descanso e do rendimento recebido em cada período. Por outro, ele é capaz de aumentar a probabilidade de receber uma oferta de

salário sacrificando tempo de descanso em cada período. Quanto às restantes hipóteses elas são as já conhecidas dos modelos utilizados na literatura de "Job search".

Prova-se que a estratégia de maximização da utilidade de um trabalhador desempregado envolve a selecção de um salário de reserva e do tempo de descanso no período.

Demonstra-se além disso que estas escolhas variam à medida que a duração do desemprego aumenta, mesmo que a distribuição das ofertas de salário permaneça constante ao longo do tempo.

Os trabalhadores desempregados podem escolher a percentagem de um período a dispendir descansando e procurando emprego. Vamos representar por  $p$  e  $d$  o tempo que o trabalhador dispensa à procura de emprego e ao lazer respectivamente e logo  $p+d=1$ .

Considerando todas as outras hipóteses habituais do modelo de procura sequencial, supõe-se que o trabalhador pode influenciar a probabilidade de receber uma oferta de emprego num período sacrificando tempo de descanso. Quanto maior a proporção de tempo dedicado à procura de emprego maior a probabilidade de recebimento de uma oferta de emprego. Vamos representar por  $\pi(p)$  essa probabilidade quando todo o tempo é dedicado à procura de emprego e assumir que:

$$\pi(0) = 0 \quad , \quad \pi'(p) > 0 \quad \text{e} \quad \pi''(p) \leq 0 \quad , \quad \text{para} \quad 0 \leq p \leq 1$$



Note-se que a taxa de crescimento da probabilidade declina à medida que  $p$  aumenta.

Sendo  $F(w)$  a proporção de ofertas de trabalho em qualquer período com uma taxa de salário inferior a  $w$ , segue-se que  $\pi(p)[1 - F(w)]$  será a probabilidade de que um indivíduo, que opte por dedicar  $p$  por cento do período à procura de emprego, obtenha uma taxa de salário pelo menos igual a  $w$  nesse período.

O trabalhador, como já se referiu, tenta maximizar a totalidade da sua utilidade actualizada esperada. Esta utilidade total é igual à soma actualizada das utilidades de cada um dos períodos futuros, e supõe-se que a forma da função de utilidade permanece igual em cada período. Como tal,  $u(Y,d)$  indica a utilidade de um período para um trabalhador que escolhe  $d\%$  do período para lazer e recebe um rendimento de  $Y$  no período e assume-se que é uma função de utilidade estritamente concava.

Por hipótese, o trabalhador recebe também um subsídio de desemprego ( $x_t$ ) por cada período de desemprego que se supõe ser um montante fixo ( $b$ ) nos primeiros  $T$  períodos, ou seja:

$$x_t = \begin{cases} b > 0 & \text{se } t \leq T \\ 0 & \text{se } t > T \end{cases}$$

Nestas condições, qual será a estratégia óptima do trabalhador?

Representa-se por  $U(w)$ , a utilidade total esperada para um trabalhador que aceita a oferta de salário  $w$  e por  $\mu_t$ , a máxima utilidade total actualizada esperada para um trabalhador que se decide pelo desemprego pelo menos por mais um período, após  $t-1$  períodos.

Dadas as hipóteses anteriores demonstra-se que a estratégia óptima envolve a selecção de um salário de reserva e do tempo de lazer em cada período, ou seja das escolhas de  $w_t^*$  e de  $d_t^*$  que maximizam a utilidade no período  $t$ . Se  $w_t^*$  é o salário de reserva de um trabalhador no desemprego, após  $t$  períodos, então:

$$U(w_t^*) = \mu_{t+1}$$

O autor demonstra depois que estas escolhas óptimas de lazer e do salário de reserva se modificam á medida que aumenta o tempo de desemprego. Mais concretamente, Burdett mostra que as escolhas óptimas decrescem em cada um dos primeiros  $T$  períodos de desemprego ou seja, até que o indivíduo deixe de receber o subsídio de desemprego, mantendo-se constantes nos restantes períodos.

Estes resultados implicam um aumento da probabilidade instantânea de saída do desemprego ao longo do período considerado.

O esquema assumido para o recebimento do subsídio de

desemprego desempenha, portanto, um papel importante nestes resultados. Se o trabalhador no desemprego tivesse a possibilidade de receber sempre o subsídio correspondente, pode-se provar que as escolhas óptimas seriam as mesmas em cada período mas, tal como considera o autor, o esquema adoptado no modelo é mais realista.

#### 2.2.5.2. A consideração da hipótese de mais do que uma oferta de salário por período - A procura "Mista"

Uma outra possibilidade que os trabalhadores em situação de desemprego têm para aumentar a sua intensidade de procura, é poder contactar várias empresas ao longo de um mesmo período.

Esta hipótese foi apresentada por autores como Benhabib e Bull [1983], Morgan e Manning [1985], Morgan [1983] e Gal, Landsberger e Levykson [1981]. Para efeitos da análise de resultados vamos centrar a nossa atenção especialmente nos modelos de Benhabib e Bull, Morgan e Morgan e Manning.

No modelo elementar de procura sequencial a intensidade de procura é, como já vimos, fixa, sendo portanto o número de ofertas que o indivíduo recebe por unidade de tempo igual a 1. No entanto em muitas situações de procura de emprego, especialmente quando há um desfazamento temporal entre o

momento em que o indivíduo se candidata ao emprego e o momento em que de facto recebe a oferta, a intensidade de procura pode ser uma variável de escolha.

Estes autores contestam assim a hipótese da intensidade de procura fixa e unitária, rejeitando igualmente a ideia de que a estratégia óptima de procura seja a sequencial. Apresentam modelos em que, num quadro de procura sequencial, o indivíduo pode escolher também o número óptimo de contactos a estabelecer em cada período.

Ora esta última possibilidade é claramente uma hipótese considerada pela estratégia de procura predeterminada. Podemos pois dizer que eles fazem uma combinação das duas abordagens sendo, portanto, essa a razão pela qual este tipo de estratégia pode ser referida como uma estratégia de procura "mista".

De facto, quer a estratégia de procura predeterminada quer a estratégia de procura sequencial, têm vantagens distintas e isso sugere que a melhor estratégia tenha em conta as duas teorias. Esta estratégia óptima combinará a maior velocidade com que os indivíduos obtêm informação numa estratégia de procura predeterminada, com a flexibilidade da estratégia sequencial que evita custos demasiado elevados e desnecessários em informação.

Estes autores, em geral, analisam as consequências da

consideração de um horizonte de procura infinito ou finito e da possibilidade de se perderem ou não as ofertas de salário uma vez rejeitadas. Nas considerações que se seguem optamos por reter a nossa atenção em modelos com um horizonte de procura finito e em que as ofertas de salário uma vez rejeitadas não podem ser recuperadas.

As hipóteses dos modelos são semelhantes, ambos consideram que a distribuição das ofertas de salário  $F(w)$  é conhecida a priori, mas não se sabe antecipadamente qual a oferta que faz cada empresa; o custo de procura é constante e igual a  $c$  por cada contacto efectuado, o horizonte de procura é finito e igual a  $T$  e o trabalhador em desemprego recebe um subsídio de desemprego  $b$  em cada período.

Como principal diferença o facto de que com Benhabib e Bull, o objectivo do indivíduo é maximizar o rendimento esperado actualizado  $V_t(\bar{w}_t)$  e com Morgan e Manning o indivíduo maximiza o valor actual da utilidade esperada  $U_t(\bar{w}_t)$ .

A estratégia óptima é definida pela escolha óptima do salário de reserva  $(\phi_t^*)$  e da intensidade de procura  $(n_t^*)$ . Em qualquer momento  $t$  o trabalhador no desemprego tem que tomar duas decisões. Em primeiro lugar tem que escolher no momento  $t$  o número de empresas  $(n_t)$  a contactar em  $t+1$ , a partir do universo. No momento  $t+1$  ele receberá as ofertas de salário correspondentes à amostra escolhida no momento  $t$ , ou seja o vector:

$$w_t = (w_1^t, \dots, w_{nt}^t)$$

Para além disso o indivíduo deverá optar por continuar a sua procura em  $t+1$ , escolhendo uma nova amostra, ou parar em  $t$ . A decisão é tomada com base no benefício recebido em cada situação.

O problema do trabalhador no desemprego é então determinar a regra para o fim da procura que maximiza o benefício actual esperado ( $V_t(\bar{w}_t)$ ). A estratégia óptima exige que o indivíduo compare os benefícios líquidos de parar a procura áqueles que receberá se continuar a procura em cada período  $t$ .

Em cada período  $t$  o indivíduo calcula a dimensão da amostra ( $n_t^*$ ) que maximiza o valor actual do rendimento esperado de continuar a procura por mais um período ( $S_t(n_t)$ ). Esta prosseguirá se a sua expectativa excede o valor do benefício da melhor oferta disponível no presente ou, conforme o modelo, o valor da maior utilidade disponível. O salário de reserva do indivíduo em cada momento ( $\phi_t^*$ ), será o nível de salário para o qual o indivíduo é indiferente às duas alternativas, parar ou continuar a procura.

Sendo a melhor oferta disponível em  $t$  :

$$\bar{w}_t = \max \{ w_1^t, \dots, w_{nt}^t \}$$

E o valor do rendimento actual relativo à aceitação de  $\bar{w}_t$

igual a:

$$\bar{w}_t + \beta V_{t+1}(\bar{w}_t), \text{ sendo } \beta \text{ o factor de actualização,}$$

então o salário de reserva será o montante que iguala o valor actual esperado de continuar a procura por mais um período  $S_t(n_t^*)$ , ao valor actual do rendimento esperado da aceitação da oferta salarial, ou seja:

$$\phi_t^* + \beta V_{t+1}(\phi_t^*) = S_t(n_t^*)$$

Logo a regra óptima para o fim da procura poderá ser definida da seguinte maneira: a procura terminará no momento  $t$  se o máximo salário disponível for maior ou igual ao salário de reserva, ou de outra forma:

$$V_t(\bar{w}_t) = \bar{w}_t + \beta V_{t+1}(\bar{w}_t) \quad \text{se} \quad \bar{w}_t \geq \phi_t^*$$

$$V_t(\bar{w}_t) = S_t(n_t^*) \quad \text{se} \quad \bar{w}_t < \phi_t^*$$

Uma questão com interesse prende-se com a análise, não só da evolução do salário de reserva como, também, da evolução da intensidade de procura ao longo do tempo. Gal, Landsberger e Levykson mostraram que numa situação de horizonte finito, como a que estamos considerando, o valor esperado da continuação da procura declina á medida que o indivíduo se aproxima do horizonte definido. Isto tem como consequência o aumento progressivo da dimensão óptima da amostra ao longo do tempo, isto é:

$$n_0^* < n_1^* < \dots < n_{T-1}^*$$

Por outro lado, Benhabib e Bull demonstraram que a intensidade de procura é uma função crescente do subsídio de desemprego e decrescente com o custo de procura  $\underline{c}$ .

Em relação ao salário de reserva, demonstra-se igualmente que este é uma função decrescente (ou pelo menos não crescente) do tempo. Este facto implica que não haverá, após a aceitação de um emprego, uma demissão por parte do trabalhador e consequente retorno á situação de desemprego.

Tendo em atenção as considerações anteriores, da mesma forma que no modelo anteriormente descrito, também aqui a probabilidade instantânea de saída do desemprego aumenta ao longo do tempo.



## 2.2.6.EXISTÊNCIA SIMULTÂNEA DAS ACTIVIDADES DE PROCURA E DE TRABALHO

A maioria dos estudos de procura de emprego consideram modelos em que o trabalhador não recebe qualquer oferta de emprego enquanto empregado, ou melhor o trabalhador uma vez empregado não procura outro emprego. Um resultado infeliz dos modelos standard de procura sequencial é que o trabalhador se especializa ou inteiramente em trabalho ou em procura de emprego, isto é, uma situação de procura e trabalho simultâneo não é uma solução óptima.

Na prática não é muito provável a especialização voluntária na procura de emprego. Em vez disso será antes de esperar uma distribuição do tempo de cada período, entre a procura e o trabalho, de tal maneira que o benefício marginal do tempo dispendido em cada uma das actividades seja igual.

Tobin [1972] foi o primeiro a salientar a fraqueza dos modelos elementares ao não permitirem a actividade simultânea da procura e do trabalho. Assim, surgiram modelos considerando a possibilidade da procura de emprego por parte de um trabalhador empregado, possibilidade essa que parece ser validada empiricamente.

Burdett [1978] apresentou um modelo em que a procura de emprego por parte de um trabalhador empregado era justificada

pela diferença entre os custos da procura enquanto empregado e enquanto desempregado. Ele demonstrou que só se justifica que o trabalhador empregado não procure emprego se o custo de procura enquanto empregado é mais elevado do que o custo enquanto desempregado, e este não é o caso em muitos mercados de trabalho actuais.

O modelo apresentado por Burdett envolve um trabalhador seleccionando dois salários de reserva,  $X$  e  $Y$  onde  $X < Y$ . Um trabalhador desempregado aceitará qualquer oferta se e só se o salário oferecido é pelo menos igual a  $X$ . Contudo, se a oferta salarial é aceitável mas menor do que  $Y$ , o trabalhador continuará a procurar outro emprego enquanto empregado. O trabalhador empregado aceitará então qualquer oferta de salário superior a  $Y$ .

A estrutura base do modelo é semelhante à maior parte dos modelos de procura sequencial. Assume-se, como é normal, que as ofertas salariais podem ser representadas por uma função de distribuição  $F(w)$ , tendo associada uma função de densidade  $f(w)$ .

O tempo de trabalho do trabalhador pode ser dividido em  $N$  períodos, não sendo portanto o horizonte de procura infinito. Em cada período, recebe uma oferta de salário e incorre num custo de procura. No entanto, o custo de procura enquanto empregado pode ser diferente do custo de procura enquanto desempregado. Assim  $c_1$  e  $c_2$  representarão o custo de procura

quando desempregado e enquanto empregado, respectivamente. Para além destas hipóteses, há a considerar que o trabalhador no desemprego recebe um subsídio de desemprego igual a  $b$ .

O objectivo do trabalhador continua a ser maximizar o seu rendimento actualizado esperado, líquido dos custos de procura. Então o trabalhador, neste modelo, tem três opções:

1. Procurar um emprego e não trabalhar
2. Trabalhar mas não procurar emprego
3. Trabalhar e procurar emprego, simultâneamente

Vamos supor que no período  $t$  o trabalhador recebe uma oferta salarial igual a  $w'$ .  $\mu_1(w', b, c_1)$  será o rendimento máximo actualizado esperado pelo trabalhador que opte pela 1ª opção no próximo período,  $\mu_2(w')$  o máximo ganho esperado se a opção 2 é escolhida e  $\mu_3(w', c_2)$  o rendimento esperado actualizado quando o trabalhador prefere a terceira opção.

Como é óbvio ele escolherá a opção que lhe ofereça o maior rendimento esperado actualizado, líquido de custos de procura:  $V(w')_t$ . Logo:

$$V(w')_t = \max\{ \mu_1(w', b, c_1), \mu_2(w'), \mu_3(w', c_2) \}$$

O autor demonstra que os rendimentos esperados, para o período seguinte, da primeira e da terceira opção são iguais se o máximo salário oferecido até à data é igual a  $Z$ , sendo:

$$Z = b - c_1 + c_2$$

Por outro lado, a terceira opção é preferida à primeira, em qualquer período, se o máximo salário oferecido até à data é pelo menos igual a  $Z$ , isto é:

$$\mu_3(w', c_2) > \mu_1(w', b, c_1) \text{ , se } w' > Z$$

Em relação às outras opções a questão não é tão simples. Vamos designar por  $X_t$  o máximo salário oferecido até ao momento  $t$ , que iguala os rendimentos derivados da selecção da 1ª e da 2ª opção. Da mesma forma, vamos representar por  $Y_t$  a maior oferta de salário recebida até ao momento, que iguala os rendimentos resultantes da escolha das opções 2 e 3, em qualquer período  $t$ . Prova-se que  $X_t$  e  $Y_t$  são únicos para qualquer período  $t < N$  e que:

$$\mu_1(w', b, c_1) > \mu_2(w') \text{ se } w' < X_t$$

$$\mu_3(w', c_2) > \mu_2(w') \text{ se } w' < Y_t$$

E:

$$\mu_1(w', b, c_1) < \mu_2(w') \text{ se } w' > X_t$$

$$\mu_3(w', c_2) < \mu_2(w') \text{ se } w' > Y_t$$

Daqui se conclui que  $Z > X_t$  somente se  $Y_t < X_t$ .

Várias situações podem assim acontecer, mas supondo que  $Z \leq X_t$ , a seguinte estratégia é óptima no período  $t$ :

### Estratégia A

- . Escolher a opção 1 se  $w' < Z$
- . Escolher a opção 2 se  $w' \geq Y_t$
- . Escolher a opção 3 se  $Z \leq w' < Y_t$

onde  $w'$  é, como já vimos, a oferta de salário recebida no princípio do período  $t$ .

A situação será diferente se  $Z > X_t$ . Aqui a estratégia óptima a seguir pelo trabalhador no período  $t$  é:

### Estratégia B

- . Escolher a opção 1 se  $w' < X_t$
- . Escolher a opção 2 se  $w' \geq X_t$

Uma consequência directa do que acaba de ser apresentado é que a estratégia A será preferida á estratégia B, ou seja, a estratégia A maximiza o rendimento esperado actualizado, somente se  $Z \leq X_t$  ( $Z \leq Y_t$ ). Se isto não acontecer a estratégia B é preferida.

Sendo este modelo um modelo com um horizonte de procura finito e igual a  $N$ , uma das consequências é que os salários de reserva  $X_t$  e  $Y_t$  vão diminuir ao longo do tempo, ou seja à medida que o trabalhador vai envelhecendo. Contudo, Burdett afirma que resultados semelhantes poderão ser obtidos num

modelo com um horizonte de procura infinito. A única diferença é que neste caso  $X_t$  e  $Y_t$  vão permanecer constantes à medida que o tempo passa.

Se, nos modelos em que só era permitida a procura em situação de desemprego, tinha interesse analisar o comportamento da probabilidade de saída do estado de desemprego, neste caso tem também interesse analisar a probabilidade de saída do estado de emprego. De facto, como os estudos anteriores assumiam que os trabalhadores não procuravam outro emprego enquanto empregados, uma implicação destes é que os trabalhadores nunca saíam do seu emprego. Ora isso poderá não acontecer no contexto destes modelos.

Burdet, no seu modelo, analisou as taxas de desistência do emprego, ou se quisermos as probabilidades de saída do estado de emprego. Evidentemente que este facto só poderá ocorrer se a opção 3 (trabalhar e procurar) é escolhida nesse período. Como os trabalhadores que utilizam a estratégia B nunca seleccionam a opção 3 eles nunca desistem do emprego.

Então, para simplificar a análise, o autor introduz restrições que garantem que todos os trabalhadores optam pela estratégia A, em qualquer período, e que somente aqueles que entram pela primeira vez na vida activa estarão desempregados. Assim um trabalhador no seu primeiro período no mercado de trabalho é forçado a escolher a opção 1 (procurar e não trabalhar) enquanto uma oferta salarial não for

recebida. Embora seja algo irrealista fazer hipóteses que garantam que todos os trabalhadores que estejam no mercado de trabalho mais do que um período estejam empregados, isso não afectará, segundo o autor, os resultados da análise.

As hipóteses definidas levam a que o trabalhador, presente no mercado de trabalho por mais do que um período, selecione ou a opção 2 ou a opção 3 em qualquer período.

O autor adianta que podem ser consideradas muitas razões para o trabalhador desistir do seu emprego, mas que no seu modelo o trabalhador só desistirá do emprego se uma melhor oferta de salário for recebida num período.

Burdett demonstrou, na sua análise, a existência de uma relação entre a idade, o salário e a probabilidade de desistência do emprego, que parece não ser refutada em estudos empíricos. No seu artigo o autor mostra igualmente haver uma relação negativa entre o tempo de permanência no emprego e a probabilidade de desistência do mesmo.

Entretanto, Burdett em 1979 considerou a possibilidade da procura em situação de emprego, num modelo com intensidade de procura variável. O modelo, semelhante ao já apresentado no capítulo anterior, permite, em cada período, aos trabalhadores empregados escolherem a percentagem do tempo a dispendem em trabalho (h), procura (p) e lazer (d), sujeito á restrição:  $h+p+d=1$ .

Quanto mais tempo o trabalhador dedicar a trabalhar maior o seu rendimento corrente, enquanto que quanto maior o tempo dispendido em lazer maior a sua utilidade actual. No entanto, ele estará disposto a sacrificar tempo de trabalho e lazer para procurar outro emprego, dados os benefícios futuros que uma possível melhor oferta de salário lhe dará. As empresas exigem, contudo, que o trabalhador dedique ao trabalho pelo menos  $\alpha\%$  de um período para qualquer taxa de salário. Daí que em cada período o tempo dedicado ao trabalho (h) terá que ser maior do que  $\alpha$ .

O objectivo do trabalhador empregado, com uma taxa de salário  $w$  continua a ser a maximização da utilidade total, dadas as escolhas óptimas do tempo dedicado ao trabalho, à procura de emprego e ao descanso, que são feitas em cada período futuro. Os empregados procuram um emprego para aumentar a sua utilidade futura esperada, tendo como custo a redução da sua utilidade actual dada a sua redução no rendimento e/ou lazer em cada período em que procura.

Como é evidente, um trabalhador pode preferir estar desempregado em vez de trabalhar a baixas taxas de salário. Por outro lado, se o trabalhador dispende uma percentagem positiva de um período à procura de emprego, é possível que uma oferta de emprego com um melhor salário seja recebida. Então, uma vez empregado recebendo  $w$ , o trabalhador aceitará as ofertas de emprego com salários superiores a  $w$ .



E quando decidirá o trabalhador, quando empregado, procurar emprego?

Vamos considerar que  $U(w)$  é a utilidade total esperada por um indivíduo empregado com taxa de salário  $w$  e que  $\tau(w)$  é a máxima utilidade esperada por um trabalhador empregado à mesma taxa de salário, dada a imposição de que o tempo de procura seja zero no próximo período. Então, prova-se que existe uma taxa de salário  $z$ , que faz com que:

$$U(w) = \tau(w), \text{ para } w \geq z$$

O trabalhador só decidirá procurar emprego quando está a receber uma taxa de salário  $w$  menor que  $z$ .

Também no contexto da procura mista esta hipótese foi estudada. Nomeadamente, Benhabib e Bull que, como já vimos, analisaram os efeitos da introdução da hipótese de o indivíduo contactar várias empresas por período, consideraram também a possibilidade da procura em situação de emprego.

Muitos dos modelos, embora permitindo essa possibilidade, apresentam ainda como solução óptima a especialização completa ou em procura ou em trabalho. Benhabib e Bull [1983], afirmam que a razão para este resultado é que nestes modelos o benefício marginal do tempo de procura não declina à medida que o tempo dispendido em procura aumenta. Estes autores demonstraram que quando se permite a escolha individual da

dimensão da amostra óptima num problema intertemporal, o benefício marginal da procura declina com a intensidade de procura e então, em geral, o indivíduo não se especializará completamente em nenhuma das situações.

Entre outras conclusões, estes autores mostram que num modelo deste tipo a dimensão óptima da amostra em cada período  $t$  ( $n_t^*$ ) irá decrescer ao longo do tempo, isto é, para uma dada taxa de salário :

$$n_t^* \geq n_{t+1}^* \geq n_{t+2}^* \dots$$

Esta é pois uma conclusão contrária aquela a que se chegou quando se considerou somente a hipótese de procura por trabalhadores desempregados, no capítulo anterior.

Demonstra-se igualmente que  $n_t^*$  é uma função decrescente do salário do emprego actual do trabalhador e do tempo requerido para contactar o potencial empregador.

Para além disso, o máximo salário que leva à especialização em procura e o mínimo que leva à especialização em trabalho, decrescem ao longo do tempo.

## 2.2.7. O PROBLEMA DA DISPERSÃO DAS OFERTAS DE SALÁRIO EM EQUILÍBRIO

O modelo elementar especifica a estratégia óptima de aceitação de um emprego por parte dos indivíduos com a mesma qualificação, fazendo a hipótese crucial de que esses indivíduos são confrontados com uma distribuição exógena das ofertas de salário.

Uma das críticas que pode ser apontada aos modelos elementares de procura, quer da procura predeterminada quer da procura sequencial, é que é uma teoria de um só lado do mercado. Embora expliquem como os consumidores (neste caso indivíduos à procura de trabalho) devem reagir perante a variabilidade nos preços (salários), não explicam de onde vem essa variabilidade e que mecanismos levam à sua preservação.

De facto, quer no modelo de Stigler [1961] quer no modelo de McCall [1970], o comportamento dos empregadores não é modelado, a distribuição dos salários não é determinada endogenamente e então a persistência da dispersão salarial não é garantida. A razão pela qual diferentes empresas oferecem salários diferentes não é referida.

A crítica pode contudo ser alargada a outros modelos, como os de Mortenson [1970] e Phelps [1970], que embora tentem descrever o comportamento de ambos os lados do mercado, não

explicam a variabilidade das ofertas de salário que é suposto motivar o comportamento do indivíduo que procura emprego no mercado.

Múltiplos autores se debruçaram sobre esta questão da dispersão dos salários em equilíbrio não tendo todos chegado às mesmas conclusões. Trabalhos pioneiros, como os de Fisher [1970], Diamond [1971] ou Hey [1974], chegaram a conclusões que se mostraram contrárias à hipótese da dispersão salarial. Fisher, por exemplo, construiu um modelo em que as empresas eram idênticas e enfrentavam ofertas de trabalho semelhantes, modelo esse em que os salários convergiam para um único valor competitivo. Para eles a dispersão salarial desaparece uma vez encontrado um preço de equilíbrio.

Há, no entanto, uma considerável evidência empírica de que, mesmo em mercados com produtos homogêneos, a dispersão dos preços não é um fenómeno raro. Nesta perspectiva, muitos outros autores se empenharam em desenvolver modelos explicativos do comportamento dos dois lados do mercado, que apresentassem argumentos explicativos da hipótese da existência de diferentes salários em equilíbrio.

Existem várias explicações possíveis para a existência de distribuições de preços em equilíbrio num mercado. Uma das razões é que o mercado pode estar sujeito a choques aleatórios que ocorrem com tal regularidade que a dispersão salarial observada não pode ser eliminada ao longo do tempo.

Temos aqui uma situação em que a causa é motivada por distúrbios exógenos. Esta hipótese foi nomeadamente desenvolvida por Lucas e Prescott [1974].

Uma segunda explicação é que, provavelmente, se exagera ao considerar que os bens desse mercado (empregos no caso do mercado de trabalho) são homogêneos, e sendo assim as diferenças de preço surgem naturalmente. Uma outra razão ainda pode ser a de que o preço seja o resultado de negociação entre o comprador e o vendedor e como tal aparecem diferentes preços.

Pode-se ainda tentar encontrar uma explicação endógena para a dispersão salarial persistente, considerando que, se a informação nos modelos de procura é imperfeita, então isso levará necessariamente a diferentes preços para um mesmo produto, ou se quisermos a diferentes salários oferecidos para um mesmo tipo de emprego.

Bo Axel [1974], por exemplo, deu uma interessante contribuição para responder à questão de como a dispersão salarial num mercado com empregos homogêneos, pode subsistir ao longo do tempo como resultado da informação imperfeita. Axel estudou esta questão num modelo de procura adaptativa e considera que a existência da informação imperfeita é suficiente para explicar a ocorrência desse fenómeno.

De facto, se considerarmos que as empresas não têm informação

perfeita sobre o lado da procura, então o salário oferecido depende da sua ideia subjectiva de como os indivíduos agirão na sua procura de emprego. E como as empresas têm diferentes expectativas e experiências sobre o funcionamento do mercado em que estão inseridas, isso irá levar a diferentes salários oferecidos.

Dentro desta mesma linha de pensamento outros autores, mais recentemente, desenvolveram modelos em que demonstram que a dispersão salarial é possível e persistente mesmo em situação de equilíbrio. Essa dispersão tem por base o comportamento heterogéneo dos agentes no mercado, agentes que se supõem ter expectativas racionais. MacMinn [1980 b] apresentou um modelo em que os indivíduos têm diferentes custos de procura e as empresas detêm diferentes tipos de tecnologia, levando tais factos à variabilidade das ofertas de salário.

Por sua vez, Burdett e Judd [1983], justificam a dispersão salarial com base num modelo em que há heterogeneidade na informação por parte dos trabalhadores que procuram emprego, mas em que os custos e as tecnologias das empresas são iguais e os custos dos trabalhadores também o são. Parece pois haver um certo consenso a favor da dispersão salarial.

### III. A ANÁLISE ECONOMÉTRICA DOS MODELOS DE PROCURA DE EMPREGO

Os procedimentos econométricos utilizados para testar as previsões dos modelos teóricos de procura de emprego são, segundo a classificação de Narendranathan e Nichell [1985], de dois tipos. Um é a chamada abordagem pela forma estrutural em que se pretende estimar os parâmetros estruturais dos modelos de procura sequencial. Outro é a abordagem pela forma reduzida, baseada em modelos econométricos de sobrevivência, em que se pretende estimar a probabilidade condicional de saída do desemprego, mas também de outros estados. Vamos começar por analisar o primeiro destes procedimentos.

#### 3.1. A ABORDAGEM PELA FORMA ESTRUTURAL

Neste tipo de procedimento econométrico, estimam-se os principais parâmetros do modelo elementar de procura de emprego em situação de desemprego.

Existem duas formas principais em que pode surgir este procedimento. Uma permite estimar os parâmetros estruturais do modelo elementar de procura de emprego quando o salário de reserva não é observado. A outra, pelo contrário, permite

calcular os valores médios de certas elasticidades a partir da observação dos salários de reserva.

A primeira tem por base a especificação e estimação de duas equações de salário, uma para o salário efectivamente recebido, outra para o seu salário de reserva (não observado), fazendo introduzir na equação variáveis susceptíveis de modificar o seu nível. A base destes procedimentos é que os dados podem fornecer informações sobre os salários recebidos.

A hipótese feita sobre a probabilidade de chegada de uma oferta de emprego no decurso de um período unitário de tempo é aqui fundamental. Pode-se admitir, de forma pouco realista, que essa probabilidade é constante e igual a um, ou que a probabilidade depende das características do ambiente (local, profissional, etc) e das características individuais do trabalhador.

A segunda assenta sobre a observação do salário de reserva mas, também, do salário que o desempregado espera receber no futuro no seu emprego (este último não deve ser confundido com o salário de reserva). A observação da duração completa do desemprego e do montante do subsídio de desemprego recebido é igualmente necessário.

Há que salientar, que o principal defeito destes procedimentos é que eles têm todos como base o modelo



elementar estacionário de procura de emprego: eles não podem ser directamente aplicados aos casos mais complexos onde o salário de reserva, a intensidade de procura e a probabilidade instantânea de chegada de uma oferta de emprego evoluem ao longo dum mesmo período de desemprego.

### 3.1.1. ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS ESTRUTURAIS DO MODELO ELEMENTAR QUANDO O SALÁRIO DE RESERVA NÃO É OBSERVADO

Os dois principais procedimentos deste caso foram desenvolvidos por Kiefer e Neumann e por Narendranathan e Nickell, mas mais recentemente com outros autores surgiram também procedimentos interessantes.

#### 3.1.1.1 Procedimento de estimação de Kiefer e Neumann

Estes autores desenvolveram estratégias de estimação que foram apresentadas ao longo de vários artigos. Vamos aqui apresentar, mais detalhadamente, a primeira delas<sup>1</sup>. O modelo estimado é o modelo elementar de procura sequencial em situação de desemprego, que vimos no primeiro capítulo deste

---

1. KIEFER e NEUMANN [1979 a].

trabalho. Sendo assim, as hipóteses de base do modelo são já nossas conhecidas.

De entre elas, destaca-se a que refere que o trabalhador desempregado recebe exactamente uma oferta de trabalho (e logo uma oferta de salário) ao longo de todo um intervalo elementar de tempo ( $q=1$ ). Esta é uma hipótese forte, como já se referiu, e o procedimento está muito dependente dela uma vez que só pode ser aplicado neste caso.

Dadas as hipóteses habituais do modelo elementar, sabe-se igualmente que o salário de reserva irá ser constante ao longo do tempo mas, como é óbvio, será diferente de indivíduo para indivíduo, uma vez que depende do valor da taxa de actualização e dos custos de procura.

O procedimento de estimação envolve a especificação e estimação de duas equações, uma para a distribuição da oferta salarial e outra para o salário de reserva. Esta última serve de aproximação à relação implícita pela teoria da procura de emprego.

Os autores consideram que a distribuição das ofertas salariais ( $w_i$ ) do indivíduo  $i$  é lognormal e será:

$$(1) \quad \ln w_i = X_i' \beta + \epsilon_i^0$$

com  $\epsilon_i^0 \sim N(0, \sigma_0^2)$

As variáveis do vector  $X'_i = (X_{1i}, \dots, X_{ki})$  representam todas as características do trabalhador e do mercado de trabalho que afectam o processo de procura de emprego. Por sua vez o salário de reserva do mesmo indivíduo é gerado por:

$$(2) \quad \ln \phi_i = Z'_i \tau + \epsilon_i^r$$

com  $\epsilon_i^r \sim N(0, \sigma_r^2)$

O  $\epsilon_i^r$  representará a variação inter-individual no salário de reserva ( $\phi_i$ ) que não será captada por  $Z_i$ . Tal como anteriormente, também aqui o vector  $Z_i$  contem as características do mercado de trabalho e do próprio trabalhador. Assume-se igualmente que os erros ( $\epsilon_i^o$  e  $\epsilon_i^r$ ) seguem uma distribuição normal bidimensional com covariância igual a  $\sigma_{or}$ .

O indivíduo aceitará a oferta salarial se esta for superior ao seu salário de reserva, ou seja, se a quantidade  $S_i = \ln w_i - \ln \phi_i$ , é positiva. Substituindo em  $S_i$  as expressões (1) e (2), temos:

$$S_i = X'_i \beta - Z'_i \tau + \epsilon_i^o - \epsilon_i^r > 0$$

(3)

$$S_i = X'_i \beta - Z'_i \tau + \epsilon_i > 0$$

com

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma_o^2 - 2\sigma_{or} + \sigma_r^2)$$

Para que as ofertas salariais individuais sejam observadas, terá que se verificar a condição (3). Isto acontece pois ofertas abaixo do salário de reserva são recusadas e, como tal, só estará disponível informação sobre as ofertas salariais aceites. É assim claro que a distribuição das ofertas salariais é truncada.

Representando por  $w_i^*$  o logaritmo de uma oferta salarial observada, e sendo o objectivo estimar a função das ofertas salariais, temos pois o modelo:

$$(4) \quad \begin{cases} w_i^* = X_i' \beta + \epsilon_i^0 & , \quad \text{com } \epsilon_i^0 \sim N(0, \sigma_0^2) \\ S_i = X_i' \beta - Z_i' \tau + \epsilon_i & , \quad \text{com } \epsilon_i \sim N(0, \sigma_0^2 - 2\sigma_{or} + \sigma_r^2) \end{cases}$$

Se todas as observações da amostra estiverem disponíveis, ambas as equações podem ser estimadas pelo método dos mínimos quadrados ordinário e logo a função de regressão da população da primeira equação será:

$$E(w_i^* | X_i') = X_i' \beta, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Mas, dadas as hipóteses postuladas anteriormente, temos uma amostra incompleta ou censurada, de tal maneira que não se conhecem todas as observações relativas a  $w_i^*$ , ou melhor, só são conhecidas as observações de  $w_i^*$  se  $S_i \geq 0$ . A distribuição das ofertas salariais observadas é assim obtida a partir de uma distribuição condicional em que a condição (3) se verifica. Neste caso a média dessa distribuição, será:

$$\begin{aligned}
 & E(w_i^* | X_i', S_i \geq 0) = X_i' \beta + E(\epsilon_i^0 | S_i \geq 0) \\
 (5.a) \quad & E(w_i^* | X_i', S_i \geq 0) = X_i' \beta + E(\epsilon_i^0 | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) , \\
 & i = 1, 2, \dots, N-s
 \end{aligned}$$

Da mesma forma para a segunda equação:

$$\begin{aligned}
 (5.b) \quad E(S_i | X_i' \beta - Z_i' \tau, S_i \geq 0) &= X_i' \beta - Z_i' \tau + \\
 &+ E(\epsilon_i | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) \\
 & i = 1, 2, \dots, N-s
 \end{aligned}$$

Se a esperança condicional do termo erro fosse nula, os estimadores dos mínimos quadrados resultantes da utilização das N-s observações não censuradas, seriam não enviesados. Mas ela só seria nula se os dois termos erros fossem independentes, o que não acontece, e como a função de regressão amostral depende de  $X_i'$  e de  $Z_i'$ , não se pode aplicar directamente o método dos mínimos quadrados. Saliente-se, entretanto, que o modelo assim apresentado tem como caso especial o modelo Tobit, se  $\epsilon_i = \epsilon_i^0$ ,  $X_i' = X_i' - Z_i'$  e  $\beta = \beta - \tau$ .

Se assumirmos que os resíduos  $\epsilon_i^0$  e  $\epsilon_i$ , seguem uma função de densidade normal bidimensional, então prova-se que:

$$E(\epsilon_i^0 | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) = \frac{E[\epsilon_i^0 \cdot \epsilon_i]}{[E(\epsilon_i)^2]^{\frac{1}{2}}} \delta_i$$

$$E(\epsilon_i | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) = \frac{E(\epsilon_i)^2}{[E(\epsilon_i)^2]^{\frac{1}{2}}} \delta_i$$

com:

$$\delta_i = \frac{f(-S_i^*)}{1 - F(-S_i^*)} ,$$

$$S_i^* = \frac{X_i' \beta - Z_i' \tau}{\sigma} ,$$

e onde  $f(\cdot)$  e  $F(\cdot)$  são respectivamente a função de densidade de probabilidade e a função de distribuição de uma variável normal reduzida.

Sendo:

$$E[\epsilon_i^O \cdot \epsilon_i] = E[\epsilon_i^O \cdot (\epsilon_i^O - \epsilon_i^R)] = E(\epsilon_i^O)^2 - E[\epsilon_i^O \cdot \epsilon_i^R] = \sigma_O^2 - \sigma_{OR}$$

e

$$E(\epsilon_i)^2 = \sigma_O^2 - 2\sigma_{OR} + \sigma_R^2 = \sigma^2$$

então:

$$E(\epsilon_i^O | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) = \frac{\sigma_O^2 - \sigma_{OR}}{\sigma}$$

e

$$E(\epsilon_i | \epsilon_i \geq Z_i' \tau - X_i' \beta) = \sigma \delta_i$$

Como tal, as funções de regressão condicionais para a amostra seleccionada são:

$$E(w_i^* | X_i', S_i \geq 0) = X_i' \beta + \frac{\sigma_O^2 - \sigma_{or}}{\sigma} \delta_i$$

$$= X_i' \beta + \mu \sigma_O \delta_i$$

com:

$$\mu = \frac{\sigma_O^2 - \sigma_{or}}{\sigma_O \sigma}$$

e

$$E(S_i | X_i' \beta - Z_i' \tau; S_i \geq 0) = X_i' \beta - Z_i' \tau + \sigma \delta_i$$

Sendo assim,  $w_i^*$  está normalmente distribuído com média e variância iguais a:

$$E(w_i^*) = X_i' \beta + \mu \sigma_O \delta_i$$

$$\text{var}(w_i^*) = \sigma_O^2 (1 + \mu^2 S_i^* \delta_i - \mu^2 \delta_i^2)$$

Incluindo o termo erro, temos as duas equações do modelo:

$$(6.a) \quad \left[ \begin{array}{l} w_i^* = X_i' \beta + \mu \sigma_O \delta_i + V_{1i} \\ S_i = X_i' \beta - Z_i' \tau + \sigma \delta_i + V_{2i} \end{array} \right.$$

com

$$(6.c) \quad E(V_{1i}) = E(V_{2i}) = 0$$

$$(6.d) \quad E(V_{2i})^2 = \sigma^2 (1 + S_i^* \delta_i - \delta_i^2)$$

$$(6.e) \quad E(V_{1i} V_{2i}) = (\sigma_O^2 - \sigma_{or}) (1 + S_i^* \delta_i - \delta_i^2)$$

$$(6.f) \quad E(V_{1i})^2 = \sigma_O^2 ((1 - \mu^2) + \mu^2 (1 + S_i^* \delta_i - \delta_i^2))$$

$$(6.g) \quad 0 \leq 1 + S_i^* \delta_i - \delta_i^2 \leq 1$$

Sendo os  $\delta_i$  conhecidos estes podem entrar em (6.a) como

regressores estimando-se os parâmetros  $\beta$  e  $\mu\sigma_0$ , pelo método dos mínimos quadrados. Os estimadores assim obtidos são centrados mas ineficientes, dada a presença de heterocedasticidade. Esta é aparente na equação (6.f) e, claramente, haverá heterocedasticidade se  $X'_i$  e  $Z'_i$  e logo  $S_i^*$ , contém variáveis para além do termo constante. Uma solução seria a utilização do método generalizado dos mínimos quadrados.

Na prática, os  $\delta_i$  são desconhecidos e como tal terá que se encontrar uma possibilidade de os estimar. Os autores utilizam, então, o estimador em dois passos de Heckman para estimação de modelos de regressão em que a variável dependente é limitada, neste caso censurada.

Vejamos em que consiste o procedimento de Heckman [1976,1979] num modelo de duas equações. Dispondo-se de informação completa acerca das variáveis  $X'_i$  e  $Z'_i$ , os  $\delta_i$  podem ser estimados como se segue:

(1) estimar os parâmetros da probabilidade de  $S_i \geq 0$ , isto é,  $\beta/\sigma$  e  $\tau/\sigma$ , usando o modelo Probit para toda a amostra. De facto, se considerarmos uma variável aleatória  $d_i$  que toma o valor um quando  $w_i^*$  é observável e zero quando assim não acontece, podemos escrever a função de verosimilhança para a amostra:

$$L = \prod_{i=1}^N [F(-S_i^*)]^{1-d_i} [1 - F(-S_i^*)]^{d_i}$$



e esta é a função de verosimilhança para o modelo Probit:

$$E(d_i) = \frac{Z_i' \tau - X_i' \beta}{\sigma}$$

Então, esta função de verosimilhança, sujeita às condições de identificação do modelo Probit, é possível de ser maximizada para obter estimadores consistentes de  $\beta/\sigma$ ,  $\tau/\sigma$ ,  $S_i^*$  e logo de  $\delta_i$ .

(2) o valor estimado de  $\delta_i$  pode ser usado como regressor na equação (6.a), estimando-a em seguida, com base na subamostra (com N-s elementos), pelo método dos mínimos quadrados. Os estimadores para  $\beta$  e para  $\mu\sigma_0$  são igualmente consistentes e assintoticamente normais.

De acordo com esta metodologia, Kiefer e Neuman começam por normalizar a equação (3), ou seja:

$$\begin{aligned} S_i^* &= \frac{S_i}{\sigma} = \frac{X_i' \beta - Z_i' \tau}{\sigma} + \frac{\epsilon_i}{\sigma} \\ &= X_i' \beta^* - Z_i' \tau^* + \epsilon_i^* \end{aligned}$$

a que eles chamam a função do emprego.

Os parâmetros desta equação são estimados através do modelo Probit, em que  $S_i^*$  toma o valor 1 se o trabalhador consegue encontrar um emprego num dado período (considerado arbitrário) e o valor 0, caso contrário. As estimativas são

depois utilizadas para estimar consistentemente os  $\delta_i$ . Substituindo estes últimos em (6.a) encontram, por sua vez, estimadores consistentes dos parâmetros da função da oferta salarial ( $\beta$  e  $\mu\sigma_0$ ), utilizando o Método dos Mínimos Quadrados e o Método dos Mínimos Quadrados Generalizado, aplicados à subamostra dos trabalhadores empregados.

Os autores fazem depois a estimação da função do salário de reserva, que eles assumem ser função da distribuição da oferta salarial e dos custos de procura, salientando que os salários de reserva não são observados.

$$(7) \quad E(\ln \phi_i) = g(X_i' \beta, \text{custos}_i) = Z_i' \tau$$

A formulação adoptada requer que todos os elementos de  $X$  estejam incluídos em  $Z$  porque, necessariamente, eles afectam  $w$  (isto é, através de  $X_i' \beta$ ) e possivelmente eles afectarão também os custos de procura - por exemplo, as pessoas com maior nível de instrução necessitarão de menos tempo para ler e compreender os anúncios de emprego num jornal.

Definindo  $X_i^j$  como o conjunto de variáveis que afectam as ofertas salariais e os custos de procura,  $X_i^k$  como o conjunto de variáveis que afectam as ofertas salariais mas não os custos de procura e  $Q_i$  o conjunto de variáveis que afectam somente os custos de procura, então:

$$(8) \quad Z_i' = [X_i^{j'} \ , \ X_i^{k'} \ , \ Q_i']$$

Fazendo o desenvolvimento em série de Taylor da expressão (7), obtém-se a seguinte decomposição do vector dos parâmetros  $\tau$ :

$$(9) \tau = (f_1\beta_j + \tau_j, f_1\beta_k, \tau_Q)$$

onde:

$$f_1 = \frac{\delta\phi_i}{\delta X_i'\beta}$$

Usando (8) e (9) a equação do emprego (3) pode ser reescrita na forma normalizada como:

$$(10) S_i^* = \frac{\ln(w_i) - \ln(\phi_i)}{\sigma} \\ = X_i^{j'} \left[ \frac{(1-f_1)\beta_j - \tau_j}{\sigma} \right] + X_i^{k'} \frac{(1-f_1)\beta_k}{\sigma} - Q_i' \frac{\tau_Q}{\sigma} + \frac{\epsilon_i}{\sigma}$$

ou, de forma equivalente:

$$(10') S_i^* = \frac{\ln(w_i) - \ln(\phi_i)}{\sigma} \\ = (X_i'\beta) \frac{1 - f_1}{\sigma} - X_i^{j'} \frac{\tau_j}{\sigma} - Q_i' \frac{\tau_Q}{\sigma} + \frac{\epsilon_i}{\sigma}$$

A questão é saber se se pode identificar separadamente  $\sigma$ ,  $1-f_1$  e  $\tau$ . Como podemos obter estimadores consistentes de  $X_i'\beta$  (a média de cada função da oferta salarial individual), é possível integrá-la separadamente num modelo Probit.

Mas, aqui levanta-se o problema central de identificação, isto é, se todas as variáveis que afectam os salários também afectam os custos de procura, ou seja se  $x_1^k$  é nulo, então (10') é perfeitamente colinear, sendo impossível obter estimativas dos parâmetros.

Logo, são necessárias restrições a priori sobre o vector  $x_j'$ , para podermos identificar a função do salário de reserva, ou seja,  $\tau_j/\sigma$ ,  $(1-f_1)/\sigma$  e  $\tau_Q/\sigma$ . Os autores consideram que há duas variáveis que entram na função da oferta salarial mas que não afectam os custos de procura, que são o tempo de permanência individual no emprego anterior e o seu salário anterior.

Por sua vez, as variáveis do vector  $Q$ , ou seja, as variáveis que afectam os custos de procura mas não os salários oferecidos, são o número de dependentes, o estado civil, o potencial subsídio de desemprego e a duração máxima potencial do mesmo.

Contudo, à excepção do caso em que  $f_1=0$ , essas restrições não são suficientes para identificar separadamente todos os parâmetros. Há, no entanto, informação disponível sobre  $f_1$  a partir de pelo menos duas fontes. Uma tem a ver com o facto da matriz das variâncias-covariâncias dos erros ser semidefinida positiva, o que restringe  $f_1$  na medida em que restringe  $\sigma$  e a estimativa de  $(1-f_1)/\sigma$  está disponível na equação (10').

A segunda fonte adicional de informação é dada pelo seguinte teorema:

Seja  $g$ , a função de densidade das ofertas salariais, diferenciável, com média finita, e seja  $u$  uma translação dessa mesma função de densidade. Então:

$$0 \leq \frac{\delta\phi}{\delta u} \leq 1$$

Com  $u = X'\beta$ , desta proposição obtém-se:

$$f_1 = \frac{\delta\phi}{\delta u} = \frac{1 - G(\phi + u)}{(1 - G(\phi + u)) + \theta} = \frac{\alpha}{\alpha + \theta} \leq 1$$

Este resultado implica que os limites de  $f_1$  estejam no intervalo  $[0,1]$ , já que  $\alpha$ , tratando-se de uma probabilidade, pertence necessariamente ao intervalo  $[0,1]$  e que se assume que  $\theta$  (taxa de actualização) é positivo.

Pode-se demonstrar que  $\alpha$  é o inverso da esperança matemática da duração do desemprego. Como tal, é possível estimar  $f_1$  utilizando os dados amostrais relativos ao tempo de permanência no estado de desemprego e atribuindo a  $\theta$  um valor a priori. Sendo assim, estamos em condições de estimar todos os parâmetros da função do salário de reserva.

Posteriormente, os mesmos autores estudaram também o facto do

salário de reserva variar ao longo do tempo<sup>1</sup>. Neste caso a função do salário de reserva vem modificada:

$$\ln \phi_i = Z_i' \tau + gt + \epsilon_i^r$$

sendo  $t$  o número de semanas de desemprego.

Kiefer e Neuman, consideraram igualmente a introdução no seu modelo do que eles denominaram o efeito individual<sup>2</sup> ( que representaremos por  $r_i$ ). Este efeito pretende reflectir a eventual heterogeneidade entre os indivíduos. Temos, então, a distribuição da oferta salarial para o  $i$ ésimo indivíduo igual a:

$$\ln w_i = X_i' \beta + r_i + \epsilon_i^o$$

E a média desta distribuição será:

$$E(\ln w_i) = X_i' \beta + r_i$$

Nesta situação, estes autores analisaram o salário de reserva variável com o tempo e o caso em que este é constante. A equação do salário de reserva relativa a este último é:

$$\ln \phi_i = f(X_i' \beta + r_i, c_i)$$

em que  $c_i$  representam os custos de procura.

---

1. KIEFER e NEUMANN [1979 b].

2. KIEFER e NEUMANN [1981].

A função anterior pode ser aproximada por:

$$\ln \phi_i = f_{1i} X_i' \beta + Z_i \tau + (\alpha + f_{1i}) r_i$$

No seu estudo, Kiefer e Neumann fazem a hipótese de que o efeito fixo individual ( $r_i$ ) segue uma distribuição normal.  $Z_i$  inclui a constante e as variáveis que afectam os custos de procura.

O método de estimação utilizado, quer na situação em que o salário de reserva é considerado constante como no caso em que é considerado variável, foi o método da máxima verosimilhança. Tratando-se de um modelo não linear foi necessário recorrer a processos iterativos e os autores utilizaram um algoritmo de maximização que é uma aproximação ao método de Newton. Logo, as técnicas de estimação da máxima verosimilhança, aplicadas a este tipo de modelos, envolvem aspectos numéricos bastante complicados.

### 3.1.1.2 Procedimento de estimação de Narendranathan e Nickell<sup>1</sup>

Estes autores tentam apresentar um modelo mais consistente com a realidade, continuando no entanto a adoptar um modelo

---

1. NARENDRANATHAN e NICKELL [1985].

estático. Embora reconhecendo a existência de poderosos argumentos a favor de um modelo dinâmico, dado o objectivo de o usar como base para um trabalho empírico, consideram o modelo apresentado já suficientemente complicado. O seu procedimento de estimação necessita do salário recebido pelo trabalhador antes de desempregado, tendo como base também o modelo elementar de procura.

Narendranathan e Nickell, consideram que a probabilidade  $q$  de um trabalhador, na situação de desempregado, receber uma oferta de salário efectivo ao longo de um período unitário, é igual ao produto de duas probabilidades:

- A probabilidade ( $q_1(Z_1)$ ) de que o trabalhador seja informado da existência de uma vaga de emprego ao longo de um período, onde  $Z_1$  representa as variáveis que incluem grau de tensão do mercado de trabalho considerado (local, profissional, etc) mas também características individuais (por exemplo relacionadas com a intensidade de procura).

- A probabilidade ( $q_2(Z_2, w)$ ) de que o emprego associado a essa vaga seja efectivamente oferecido a esse trabalhador. Esta probabilidade vai depender claramente das características individuais do trabalhador, representadas pelo vector  $Z_2$  de variáveis individuais, mas, também, do nível de salário  $w$  associado ao emprego, na medida em que um salário  $w$  mais elevado faz elevar o número de candidatos à obtenção desse emprego.



Nestas condições, se a cada vaga de emprego está associado um salário ( $w$ ), que é uma variável aleatória com função de densidade conhecida  $f(w)$ , a probabilidade que seja oferecida a este trabalhador uma oferta de salário  $w$  em qualquer período pode ser vista como:

$$q_1(Z_1) \cdot q_2(Z_2, w) f(w) dw$$

Outra hipótese estabelecida por estes autores, é que o indivíduo tem uma função de utilidade individual associada a um fluxo de rendimentos e de lazer, da forma:

$$(1) \quad E \sum_{t=1}^{\infty} \frac{u(Y_t) V(l_t)}{(1+r')^t}$$

onde  $Y_t$  é o rendimento no período  $t$ ,  $r$  a taxa de actualização individual e  $l_t$  o descanso no período  $t$ , que toma o valor um se o indivíduo está desempregado e 0 se o indivíduo está empregado.

Enquanto desempregado o indivíduo recebe um rendimento  $b$  (subsídio de desemprego), por período, que inclui rendimentos não laborais no montante de  $w_e$ , que são também recebidos em situação de emprego.

Eles não assumem que um emprego, uma vez aceite, durará para sempre, mas sim que o indivíduo espera manter o seu emprego por  $T$  períodos, após os quais volta à situação de desempregado. Embora evitem a hipótese irrealista de um

período de emprego infinito,  $T$  não é uma variável de escolha, sendo portanto o período de emprego finito, mas fixo. Esta condição é indispensável à manutenção da estacionaridade do modelo. Ao fixar  $T$ , evitam também a complicação de fazer de  $T$  uma variável de escolha que seria determinada simultaneamente com o salário de reserva.

Nestas circunstâncias, a estratégia óptima do indivíduo possui a propriedade de salário de reserva e, para este modelo particular, temos que o salário de reserva será uma constante  $\phi$  que satisfaz a seguinte igualdade:

$$(2) \quad u(\phi + w_e) = \frac{v(1)}{v(1^*)} u(b) + \frac{1}{r} \int_{\phi}^{\infty} [u(w + w_e) - u(\phi + w_e)] q(Z, w) f(w) dw$$

com

$$r = \frac{r'(1+r')^{T-1}}{(1+r')^{T-1} - 1} \quad \text{e} \quad q(Z, w) = q_1(Z_1) \cdot q_2(Z_2, w)$$

Em relação à formulação de  $u$ , embora ela possa ser linear, os autores preferem uma formulação mais geral. Sendo assim, a formulação adoptada foi a logarítmica, compatível com a aversão ao risco e também evitando complicações em termos de cálculos.

Tem ainda interesse verificar como evolui a equação do salário de reserva em função de variações da duração do emprego  $T$ . Se  $T = \infty$ , então  $r = r'$  e temos o modelo standard. Por outro lado, se  $T = 1$ ,  $r = \infty$  e o indivíduo aceita o primeiro

emprego cujo salário é maior que o valor do subsídio de desemprego (ajustado pela utilidade extra associada com o lazer em desemprego). Em geral, a hipótese do emprego finito aumenta  $r$  (a taxa efectiva de desconto), e consequentemente baixa o salário de reserva, como seria de esperar.

Como estratégia de estimação do modelo, Narendranathan e Nickell, começam por gerar a priori estimativas da função de distribuição dos salários associada com as vagas de emprego para cada indivíduo.

Para isso, dividem a sua amostra de desempregados em trabalhadores manuais e não manuais (baseando a divisão no emprego anterior dos indivíduos) e em jovens (com menos de 25 anos) e não jovens. O argumento a favor desta divisão é que estes sectores do mercado de trabalho são distintos. Empregos específicos para trabalhadores manuais não irão interessar aos não manuais e vice-versa e, para além disso, consideram que existem determinados empregos específicos para jovens aos quais os outros não se poderão candidatar. Depois desta divisão, eles especificam uma distribuição dos salários associada com o fluxo de vagas de cada sector do mercado.

Para esta especificação, utilizam dados sobre os salários recebidos pelos trabalhadores anteriormente ao desemprego e sobre o fluxo de vagas existente para o sector.

No interior de cada grupo as ofertas de salário são

susceptíveis de variar em função das qualificações e da idade. Então fazem, para cada grupo, uma regressão do logaritmo das ofertas salariais sobre variáveis "dummy" representando as qualificações e a idade. Obtêm assim estimativas para a média e desvio padrão das distribuições das ofertas salariais.

Assim, para cada indivíduo, especificam a priori uma distribuição salarial associada com os fluxos de vagas,  $f(w)$  com média e variância conhecidas, respectivamente  $\mu$  e  $\sigma^2$ , assumindo que:

$$\log w \sim N(\mu, \sigma^2)$$

Relativamente à equação (2), os autores propõem a seguinte formulação para as restantes funções do modelo:

$$(3) \quad q(Z, w) = \exp(Z\tau + \theta\tilde{w}),$$

$$\text{com } \tilde{w} = \frac{\log w - \mu}{\sigma}$$

O vector  $Z$  incluirá todas as variáveis associadas com o mercado de trabalho e com as características pessoais ( a taxa de desemprego local, variáveis de qualificação e de profissão, idade, estado civil, raça, etc). O salário  $w$  aparece na equação em termos normalizados e espera-se que  $\theta$  tome o sinal negativo em virtude de uma maior competição pelos empregos no extremo superior da distribuição.

A função  $v(1)/v(1^{\circ})$  mede o valor do lazer do indivíduo na situação de desempregado e supõem ter a forma:

$$(4) \quad \frac{v(1)}{v(1^{\circ})} = e^{X\beta}$$

onde estão incluídas em  $X$  certas características pessoais, como a idade, a composição da família e a experiência anterior ao desemprego.

Finalmente, supõe-se que a taxa efectiva de desconto ( $r$ ) é constante ao longo da amostra.

Sendo assim, a equação (2) pode agora ser escrita:

$$(5) \quad \log(\phi + w_e) = \exp(X\beta) \log b + \exp(Z\tau + \pi) \int_{\phi}^{\infty} \left[ \log \frac{w + w_e}{\phi + w_e} \right] e^{\theta w} f(w) dw$$

onde se fez:

$$r = \exp(-\pi)$$

Para cada indivíduo, dada a informação de  $b$ ,  $w_e$ ,  $Z$ ,  $X$ , e a média  $\mu$  e variância  $\sigma^2$  da distribuição  $f(w)$ , esta equação pode ser resolvida para o salário de reserva em função dos parâmetros do modelo,  $\beta$ ,  $\tau$ ,  $\pi$  e  $\theta$ . Esta função pode ser definida como:

$$(6) \quad \phi = \phi(\beta, \tau, \pi, \theta | \text{dados})$$

É possível então escrever a verosimilhança da amostra. A

probabilidade condicional de saída do emprego é dada por:

$$\begin{aligned} (7) \quad h(\beta, \tau, \theta | \text{dados}) &= \int_{\phi}^{\infty} q(Z, w) f(w) dw \\ &= \exp(Z \cdot \tau) \int_{\phi}^{\infty} \exp(\theta \tilde{w}) f(w) dw \end{aligned}$$

Esta função, combinada com (6), possibilita a dedução da probabilidade de saída do desemprego em função dos parâmetros referidos e dos dados.

Partindo da hipótese de que a duração do período de desemprego é uma variável aleatória  $T$  com função de densidade  $g(T)$  e de distribuição  $G(T)$ , então pode-se demonstrar que:

$$(8) \quad G(T) = 1 - \exp(-hT) \quad g(T) = h \exp(-hT)$$

e a verosimilhança da amostra é simplesmente:

$$L = \prod_i g_i(t_i) \prod_j (1 - G_j(T_j))$$

onde  $i$  se refere aos indivíduos que completaram o seu período de desemprego após  $t_i$  períodos e  $j$  se refere àqueles que permanecem desempregados após  $T_j$  períodos. As equações (8), (7) e (6) asseguram a possibilidade de se escrever esta verosimilhança em função dos parâmetros do modelo.

Convém salientar que na especificação da verosimilhança não foi usada informação sobre os salários recebidos pelos

trabalhadores após o período de desemprego. A opção deveu-se às características da amostra, em que apenas 50% dos indivíduos tinham encontrado emprego no período considerado.

Na estimação dos parâmetros do modelo a função de verosimilhança foi maximizada usando um algoritmo de maximização do tipo de Newton.

As estimativas obtidas podem ser introduzidas na equação (6), permitindo assim avaliar os salários de reserva individuais.

#### 3.1.1.3 Procedimento de Estimação de Gerard Van Den Berg

Posteriormente aos procedimentos já apresentados, outros desenvolvimentos surgiram. Entre os quais Berg [1990], que examina um modelo que permite a consideração da transição do desemprego para a não participação, no sentido de conseguir uma maior aproximação à realidade. Na verdade um indivíduo pode, em qualquer altura, decidir ou ser forçado a deixar de pertencer à força de trabalho, ou seja, deixar de pertencer à população activa de um país. Será este modelo que iremos apresentar sendo a opção justificada, não só pela consideração explícita de um modelo a três estados mas, também, porque o autor se baseia no modelo de Narendranathan e Nickell, que vimos anteriormente.

Na especificação do modelo utilizado o autor considera que as ofertas de emprego chegam aleatoriamente sendo a taxa de chegada  $q$ , seguindo as ofertas de salário associadas uma função de distribuição  $F(w)$ .

Os indivíduos no desemprego recebem um subsídio igual a  $b$  por período e têm como objectivo a maximização da sua utilidade esperada actualizada (ao longo de um horizonte infinito). Para além disso, um emprego, uma vez aceite, permanece para sempre com o mesmo salário.

A função de utilidade por período é função de dois argumentos, do rendimento recebido e do estado em que o indivíduo se encontra (desempregado ou empregado):

$$\text{utilidade}(\text{rendimento}=x, \text{estado}=\text{empregado}) = u(x)$$

$$\text{utilidade}(\text{rendimento}=x, \text{estado}=\text{desempregado}) = v(x)$$

em que  $v$  pode ser considerada a desutilidade do desemprego.

O autor considera um modelo estacionário o que significa que  $q$ ,  $b$ ,  $u$  e  $F(w)$  são independentes da duração do desemprego.

A taxa de transição do desemprego para o emprego ( $h$ ), pode ser escrita como o produto da taxa de chegada da oferta de emprego ( $q$ ) e da probabilidade condicional de aceitar essa oferta:



$$(1) h = q \bar{F}(\phi), \text{ com } \bar{F} = 1 - F$$

Mas, um indivíduo em desemprego pode, como já se disse, deixar a força de trabalho, havendo neste caso uma transição do estado de desemprego para o estado de não participação. Num modelo como este a três estados a distribuição dos rendimentos dos não participantes entram na equação que descreve o comportamento dos desempregados. Isto implica a disponibilidade de informação sobre os rendimentos dos não participantes para estimar o modelo. Não estando disponíveis esses dados, o autor adopta um modelo de forma reduzida para as transições do desemprego para a não participação.

Especificamente, assume que estas aparecem de acordo com um processo de Poisson com uma taxa de transição  $\alpha$ . Esta é considerada constante ao longo do tempo, no sentido de manter a estacionaridade do modelo, embora possa variar de indivíduo para indivíduo.

A estratégia óptima do desempregado depende da sua utilidade esperada derivada de transitar para a situação de não participante. Se esta última é mais elevada do que a utilidade esperada de se tornar empregado, então só será óptimo aceitar a oferta de emprego se o salário correspondente for muito alto. Sendo  $x$  o fluxo de rendimentos de um não participante, Berg adopta a hipótese de que:

$$(2) E u(x) = u(b)$$

A justificação para esta hipótese é a de que muitas vezes o fluxo de rendimentos de um não participante é semelhante ao nível do subsídio de desemprego, o que implica que a utilidade daí resultante também seja quase idêntica.

A estratégia óptima do indivíduo em desemprego é caracterizada por um salário de reserva ( $\phi$ ) fixo. Esse salário de reserva, que caracteriza a estratégia óptima, satisfaz a seguinte equação:

$$(3) \quad u(\phi) = vu(b) + \frac{q}{r + \alpha} \int_{\phi}^{\infty} [u(w) - u(\phi)] f(w)dw$$

onde  $r$  é a taxa efectiva de desconto.

A taxa de saída do estado de desemprego é obviamente igual à soma de  $h$  e  $\alpha$ . Dado que estas últimas não dependem da duração do desemprego ou ainda dos acontecimentos durante o desemprego, isso implica que a duração do desemprego segue uma distribuição exponencial com parâmetro  $(h+\alpha)$ . Por sua vez, o estado de destino (emprego ou não participação), dada a saída do desemprego, tem uma distribuição de Bernoulli com parâmetro  $h/(h+\alpha)$ .

O autor considera no seu estudo que, o logaritmo da função de verosimilhança individual é, neste caso, a soma simples de três partes: uma devido ao estado de destino, outra devido ao tempo de desemprego antes da primeira entrevista ( $t$ ) e uma última devido ao tempo de desemprego após essa entrevista

( $\tau$ ).

O estado de destino será representado por  $c$ , com  $c=1$  se o estado é de emprego e  $c=0$  se o estado é não participação. A ocorrência de censura e os chamados problemas de memória são assumidos como exógenos. Se  $\tau$  não se encontra disponível, também se assume tal facto como exógeno.

Na apresentação da função de verosimilhança vamos considerar primeiro o estado de destino. Seja  $d_1=1$  se  $\tau$  está censurado e  $d_1=0$  se assim não for. E seja  $d_2=1$ , se  $\tau$  não está disponível e  $d_2=0$ , no caso contrário. A parte da função de verosimilhança devido ao estado de destino será representada por  $L_1$  e é:

$$(4) \quad L_1 = (1-d_2)(1-d_1)[c \log h + (1-c) \log \alpha - \log(h+\alpha)]$$

Então, se  $\tau$  é censurado ou desaparecido,  $c$  não é observado e logo  $L_1$  é igual a zero.

Vamos agora considerar a parte da verosimilhança devido a  $t$ . Fazendo  $d_3=1$  se  $t$  é censurado e  $d_3=0$  se assim não for, esta será:

$$(5) \quad L_2 = (1-d_3) \log(h+\alpha) - t(h+\alpha)$$

Se não houver problemas de memória então  $L$  devido a  $\tau$  pode ser obtida substituindo em (5),  $(1-d_3)$  por  $(1-d_1)(1-d_2)$  e

t por  $(1-d_2)r$ .

$$(6) L_3 = (1-d_1)(1-d_2)\log(h+\alpha) - r(1-d_2)(h+\alpha)$$

Sendo assim, o logaritmo da função de verosimilhança de um indivíduo é dada pela soma das equações (4), (5) e (6). Os parâmetros estruturais e funções do modelo  $(u, v, r, q, F(w))$ , entram na função de verosimilhança via  $h$ . O parâmetro  $\alpha$  entra directamente e indirectamente igualmente via  $h$ .

Há problemas de memória quando os indivíduos sobreestimam o período passado em determinado estado. Mais concretamente, no caso da amostra analisada por Berg, acontece muitas vezes um indivíduo no  $n$ -ésimo inquérito se declarar desempregado e no inquérito  $n+1$  declarar que na altura do inquérito anterior estava numa situação diferente (empregado por exemplo). Para tais indivíduos, só se pode inferir que o desemprego termina algures entre duas entrevistas seguidas e há aqui claramente problemas de memória relacionados com o valor de  $r$ . Como é óbvio, problemas semelhantes podem ocorrer com  $t$ . Nestas circunstâncias as equações (5) e (6) terão que ser alteradas, de forma a ter em conta os problemas de memória.

Vejamos agora a aplicação empírica do modelo. Temos aqui a considerar a distribuição da oferta salarial, as formas funcionais de  $q$  e de  $\alpha$ , para além da forma da função utilidade.

Em relação à distribuição das ofertas salariais individual, o autor opta por utilizar, como Narendranathan e Nickell, os salários anteriores ao desemprego. Mais concretamente, usa os salários recebidos pelos trabalhadores que, na altura da primeira entrevista, estavam empregados.

Dado que o salário  $w$  só é observado se o indivíduo está empregado, ele usa uma variável latente  $y^*$  que determina se a pessoa está ou não empregada:  $w$  será observado se  $y^* > 0$ . Esta variável, não observada, depende de uma combinação linear de variáveis exógenas observadas  $X_2$ . Por sua vez, a distribuição salarial é considerada lognormal com parâmetros  $\mu$  e  $\sigma^2$ , e é igual a  $\Gamma'X_1$ , com  $X_1$  observado.

Obviamente, todos os factores que afectam  $F(w)$  influenciam também  $y^*$  e, como tal, todas as variáveis de  $X_1$  estão incluídas em  $X_2$ . O modelo salarial é estimado separadamente para cada segmento do mercado de trabalho, de forma a permitir diferentes valores para os parâmetros do modelo em diferentes segmentos.

$q$  e  $\alpha$  são expressas como funções exponenciais das variáveis exógenas observadas,  $X$  e  $Z$  respectivamente:

$$q = \exp(X'\beta)$$

$$\alpha = \exp(Z'\tau)$$

O vector  $X$  contém variáveis como o nível de educação, idade, nacionalidade ou o estado civil, enquanto que no vector  $Z$  a idade é uma variável importante.

Por outro lado, tal como os autores anteriores, também Berg considera a utilidade  $u$  como uma função logarítmica e a taxa de desconto é fixada em 10%.

O método de estimação utilizado foi o método da máxima verosimilhança, usando o algoritmo de Newton-Raphson. Dadas as estimativas dos parâmetros, as principais variáveis do processo de procura podem ser estimadas.

### 3.1.2. ESTIMAÇÃO DOS PARÂMETROS ESTRUTURAIS QUANDO O SALÁRIO DE RESERVA É OBSERVADO

Lancaster e Chesher [1983], apresentaram um método que permite ultrapassar algumas dificuldades encontradas na aplicação econométrica da teoria da procura. Será o modelo destes autores que iremos de seguida analisar, embora outros autores tenham nestes últimos anos seguido metodologias semelhantes.<sup>1</sup>

Lancaster e Chesher mostram no seu artigo que, se se combinar a restrição dada pela condição de estratégia óptima com a informação fornecida pelas respostas as duas questões formuladas no inquérito, podem-se eliminar algumas hipóteses estatísticas arbitrárias, a partir do cálculo de parâmetros com interesse.

As questões referidas foram as seguintes:

- a) Quanto espera poder receber num novo emprego ?
- b) Qual o valor mais baixo de salário líquido que está disposto a aceitar?

A resposta a esta última dá-nos informação sobre o salário de reserva. Em relação à primeira, os autores consideram a

---

1. Veja-se por exemplo MAIN e SHELLEY [1988].

hipótese de que ela dá  $E[w | w > \phi] = x$ .

O trabalho empírico desenvolvido por Lancaster e Chesher, mostra que os dados são consistentes com a estratégia óptima do "job search".

Vejamos então o modelo de equações analisado. A primeira equação representa a condição óptima do processo de procura, já nossa conhecida:

$$\phi = b + \frac{q}{r} \int_{\phi}^{\infty} (w - \phi) f(w) dw$$

que, integrando por partes, pode ser escrita como:

$$(1) \quad \phi = b + \frac{q}{r} \int_{\phi}^{\infty} (1 - F(w)) dw$$

onde  $q$  é a taxa média de chegada das ofertas salariais e  $r$  a taxa de desconto ( as outras têm os significados habituais).

A segunda equação dá-nos o salário esperado condicional:

$$E[w | w > \phi] = x = \int_{\phi}^{\infty} w f(w) dw / (1 - F(\phi))$$

Integrando por partes, tal como anteriormente, temos:

$$(2) \quad x = \phi + \int_{\phi}^{\infty} [1 - F(w)] dw / [1 - F(\phi)]$$

Finalmente, para a terceira equação (a que completa o



sistema), temos a probabilidade de que o indivíduo transite da situação de desempregado para a situação de empregado (h), no intervalo dt. Essa probabilidade, que é independente do tempo (já que estamos num modelo estacionário), satisfaz:

$$(3) \quad h \, dt = q \, (1-F(\phi)) \, dt$$

Esta pode ser considerada como a equação da duração.

As informações importantes que se podem retirar da aplicação do modelo aos dados, serão a resposta do salário de reserva e da probabilidade de reemprego, a variações no nível de subsídio de desemprego (b) e na taxa de chegada das ofertas salariais (q). Estas elasticidades podem ser deduzidas diferenciando a condição (1), parcialmente em ordem a b e q e depois diferenciando h em ordem a q e b.

Diferenciando (1) em ordem a b, temos:

$$\frac{\delta \phi}{\delta b} = 1 - \frac{q}{r} [1 - F(\phi)] \frac{\delta \phi}{\delta b}$$

$$\frac{\delta \phi}{\delta b} \left[ 1 + \frac{q}{r} [1 - F(\phi)] \right] = 1$$

$$\frac{\delta \phi}{\delta b} = \frac{1}{1 + q[1-F(\phi)]/r} = \frac{1}{1 + h/r}$$

E então a elasticidade do salário de reserva em relação a b é:

$$\frac{\delta \log \phi}{\delta \log b} = \frac{b}{\phi} * \frac{1}{1 + h/r}$$

Facilmente se verifica que:

$$0 \leq \frac{\delta \log \phi}{\delta \log b} \leq 1$$

Por sua vez:

$$\frac{\delta \phi}{\delta q} = \frac{\phi - b}{q(1 + h/r)}$$

E logo:

$$\frac{\delta \log \phi}{\delta \log q} = \frac{1}{\phi} \frac{\phi - b}{1 + h/r}, \text{ com } 0 \leq \frac{\delta \log \phi}{\delta \log q} \leq 1$$

Diferenciando h em ordem a b e q, temos:

$$\frac{\delta \log h}{\delta \log b} = \frac{\delta \log [1 - F(\phi)]}{\delta \log \phi} \frac{\delta \log \phi}{\delta \log b} = \frac{-f(\phi)}{[1 - F(\phi)]} \frac{b}{1 + h/r} \leq 0$$

$$\frac{\delta \log h}{\delta \log q} = 1 - \frac{f(\phi)}{[1 - F(\phi)]} \frac{\phi - b}{1 + h/r}$$

Em relação a esta última elasticidade não conseguimos estabelecer o seu sinal. Isto porque um aumento em q por si só aumenta h mas causa, igualmente, um aumento no salário de reserva o que reduz h. Será lógico pensar que quanto mais ofertas salariais houver mais rapidamente os indivíduos

encontrem emprego, mas não será necessariamente assim. Aliás este resultado já havia sido discutido no primeiro capítulo deste trabalho (ponto 2.2.3.).

Como calcular estas elasticidades?

Nas primeiras duas fórmulas das elasticidades a única variável desconhecida é  $h/r = q[1 - F(\phi)]/r$ . Se substituirmos a equação (2) em (1) temos, após simplificações, a seguinte expressão:

$$\frac{q[1 - F(\phi)]}{r} = \frac{\phi - b}{x - \phi} \quad \Leftrightarrow \quad \frac{h}{r} = \frac{\phi - b}{x - \phi}$$

Esta permite-nos exprimir as duas primeiras elasticidades como funções exactas das informações disponíveis para cada indivíduo. Então, sem qualquer hipótese acerca da distribuição das ofertas salariais, podem-se calcular, usando os valores observados de  $\phi$ ,  $x$  e  $b$ , as elasticidades do salário de reserva em relação ao subsídio ( $b$ ) e à probabilidade de oferta salarial ( $q$ ). Não é assim necessária a utilização da análise de regressão, deduzem-se os parâmetros em vez de se estimarem.

Em relação às restantes elasticidades a questão já não é tão linear, tornando-se necessário a introdução de uma hipótese suplementar. Esta surge do desconhecimento da forma de  $F(w)$  ou seja da quantidade  $f(\phi)/[1 - F(\phi)]$ .

A hipótese estabelecida pelos autores, foi que os salários que excedem o nível do subsídio ( $w \geq b$ ), seguem uma distribuição de Pareto. A hipótese é então que, pelo menos para  $w \geq b$ :

$$[1 - F(w)] = (w_0/w)^{1/\sigma} \quad , \quad \sigma < 1/2 \quad , \quad w \geq \max\{w_0, b\}$$

onde  $w_0$  e  $\sigma$  são parâmetros positivos da distribuição que podem variar de indivíduo para indivíduo. Para interpretar estes parâmetros notemos que, se  $w_0 \geq b$ :

$$E(w) = w_0 / (1 - \sigma)$$

$$\text{var}(w) = w_0^2 \sigma^2 / (1 - \sigma)^2 (1 - 2\sigma)$$

$$\text{coeficiente de variação} = \sigma / (1 - 2\sigma)^{1/2}$$

$$\text{var}(\log w) = \sigma^2$$

Logo,  $\sigma$  é o desvio padrão do logaritmo das ofertas salariais e aproximadamente (à medida que  $\sigma \rightarrow 0$ ) o coeficiente de variação das ofertas. A constante  $w_0$  é proporcional à média salarial.

Pode-se começar por estimar  $\sigma$ , já que :

$$E(w | w > \phi) = x = \phi / (1 - \sigma)$$

Como nós conhecemos  $\phi$  e  $x$ , pode-se em princípio calcular  $\sigma$  para cada indivíduo ou, no mínimo, para cada grupo. É agora possível obter  $f(\phi) / [1 - F(\phi)]$ , já que para a distribuição de

Pareto:

$$\frac{f(\phi)}{[1 - F(\phi)]} = \frac{1}{\sigma\phi}$$

Assim, usando os valores de  $\sigma$  calculados, podem-se obter as duas elasticidades restantes:

$$\frac{\delta \log h}{\delta \log b} = - \frac{b}{\sigma\phi} \frac{x - \phi}{x - b}$$

$$\frac{\delta \log h}{\delta \log q} = 1 - \frac{1}{\sigma} \frac{\phi - b}{\phi} \frac{x - \phi}{x - b}$$

Se  $h$  for constante ao longo do tempo, então o tempo de desemprego do indivíduo segue uma distribuição exponencial (considerando o modelo a tempo contínuo)<sup>1</sup> com média igual a  $1/h$ . Então, as elasticidades da duração média do desemprego em relação ao subsídio ( $b$ ) e à taxa de chegada das ofertas salariais ( $q$ ), são o oposto das elasticidades anteriores, podendo igualmente ser calculadas.

Tal como nos métodos anteriores, também este é uma aplicação de um modelo elementar estacionário, não podendo ser aplicado em situações em que o salário de reserva e a intensidade de procura variam ao longo do tempo.

---

1. Considerando o modelo a tempo discreto o tempo de desemprego segue uma distribuição geométrica, tal como vimos nos capítulos anteriores, com média igual a  $1/h$ .

### 3.2. ANÁLISE ECONOMETRICA DE SOBREVIVÊNCIA

A abordagem pela forma reduzida faz parte do que se convencionou chamar análise econométrica de sobrevivência. Neste tipo de procedimentos o único interesse é a parametrização e estimação da probabilidade condicional de saída do estado de desemprego e de outros estados. Esta abordagem econométrica permite, não estimar directamente os parâmetros estruturais dos modelos teóricos, mas sim interpretar, á luz das previsões destes modelos, os resultados da estimação dessas probabilidades condicionais de saída de um determinado estado. Esta análise é particularmente útil se o que se pretende saber é somente o impacto de determinadas variáveis exógenas, consideradas importantes, no tempo de permanência no estado de desemprego.

Os modelos teóricos de procura de emprego, apresentados na primeira parte deste trabalho, oferecem numerosas previsões que podem ser testadas com estes modelos econométricos. Contudo, dado que nestes procedimentos não temos possibilidade de obter estimativas de todos os parâmetros dos modelos teóricos, eles não permitem avaliar as duas componentes da probabilidade condicional de saída do desemprego separadamente, a saber, a probabilidade de receber uma oferta de emprego num dado instante e a probabilidade de a aceitar, dependendo esta última em grande parte do nível do salário de reserva.

Sobre a exposição que se vai seguir, há que referir que nos limitaremos a apresentar os modelos de sobrevivência que analisam um só período de desemprego independentemente de os vários indivíduos terem ou não, ao longo da sua vida ou do período em observação, vários episódios de desemprego ou de emprego. A estimação simultânea dos parâmetros das probabilidades instantâneas de transição entre estados sucessivos, faz parte de uma classe de modelos mais gerais ditos com episódios múltiplos ("multiple spells models"). Estes últimos assentam, contudo, nos modelos de um só período, sendo estes já bastante complexos.

Para além disso, optou-se igualmente por considerar apenas modelos com um só estado de destino, ou um só tipo de transição ("single risk models"). Um indivíduo, na situação de empregado, pode sair desse estado para o emprego mas também para a inactividade e se considerarmos estas duas hipóteses, mutuamente exclusivas, temos os chamados "competitive risk models". No nosso caso analisaremos somente a transição do desemprego para o emprego.

As opções tomadas são justificadas não só pela maior simplicidade de exposição mas, também, porque serão estes modelos que irão ser aplicados na última parte deste trabalho.

### 3.2.1 A MODELIZAÇÃO DO TEMPO DE PERMANÊNCIA EM DESEMPREGO

#### 3.2.1.1 Os Modelos de Base

##### 3.2.1.1.1 Preliminares estatísticos

Em vários procedimentos da análise estrutural a distribuição da duração do desemprego é discreta. Nos modelos de forma reduzida, geralmente, especifica-se uma distribuição contínua para a duração do desemprego. A escolha entre distribuição contínua e discreta não é trivial.

A especificação discreta segue mais de perto os modelos teóricos de MacCall e Mortensen, em que as ofertas são recebidas uma por período. Nas aplicações empíricas, o período deve ser escolhido e, na falta de informação acerca da chegada das ofertas, a escolha é algo arbitrária.

Ao analisar escolhas discretas feitas ao longo do tempo, existem argumentos a favor do uso de modelos de tempo contínuo. Em muitos modelos económicos não há uma unidade temporal natural dentro da qual os agentes tomam as suas decisões e realizam as suas acções e mesmo que esse período de decisão exista, não há razão para supor que esses períodos discretos estão sincronizados entre os indivíduos.

Logo é analiticamente mais conveniente, caracterizar a decisão dos agentes e seu processo de acção como operando em



tempo contínuo uma vez que possibilita a modelização das ofertas chegando em intervalos aleatórios.

Esta análise parece melhor teoricamente mas, de facto, os dados estão disponíveis por semanas ou por meses e não continuamente. Pode-se considerar que a duração observável só pode tomar valores múltiplos de uma unidade de tempo dada  $\mu$ . Sendo assim, a modelização da duração por uma variável contínua pode evidentemente ser posta em causa. De facto, neste caso, a distribuição da duração é semelhante a uma distribuição discreta em  $N$ .

A este propósito convém, antes de tudo, referir algumas ideias essenciais de ordem estatística relacionados com os modelos de duração ou de sobrevivência a tempo contínuo e também dos modelos discretos. Veremos que as características do modelo discreto aparecem análogas às do modelo contínuo. O modelo contínuo pode ser interpretado como uma aproximação do modelo discreto, mais concretamente como o limite de modelos a tempo discreto quando a unidade de tempo  $\mu$  tende para zero.

Suponha-se uma variável aleatória não negativa  $T$  que segue uma distribuição contínua em  $R^+$ . Esta variável vai representar o tempo de permanência num dado estado (desemprego, por exemplo) e/ou o tempo que separa dois acontecimentos (mudança de um emprego para outro). A distribuição do tempo de permanência num dado estado (ou duração) é convenientemente especificada por qualquer das

seguintes funções:

1) A função de densidade de probabilidade dessa variável (suposta estritamente positiva) que vamos representar por  $f(t)$

2) A função de distribuição, que obviamente será:

$$F(t) = \int_0^t f(u) du$$

3) A função de sobrevivência. Esta dá-nos a probabilidade do tempo de permanência do indivíduo num estado particular, ou seja a "duração", ser superior a  $t$ , ou o que é equivalente a  $\Pr[T > t]$ . Então pode ser definida como:

$$S(t) = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(u) du$$

Note-se que  $S(0)=1$ , uma vez que  $T$  é não negativa e  $S(t)=0$  para valores de  $t$  não positivos.

Existem, entretanto, outras funções que podem caracterizar a distribuição e que possuem igualmente interpretações com interesse, como a "hazard function", ou seja o risco, para  $T$  é a densidade condicional para  $T$  dado que  $T \geq t \geq 0$ , isto é:

$$(1) h(t) = f(t | T > t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \geq 0$$

O conhecimento de  $F$  determina  $h$  assim como o conhecimento de  $h$  possibilita o conhecimento de  $F$ . Se integrarmos a função (1) vem:

$$\int_0^t h(u) \, du = \left| -\ln (1 - F(u)) \right|_0^t + c$$

como  $F(0) = 0$  e  $c=0$ , temos:

$$\int_0^t h(u) \, du = -\ln (1 - F(t))$$

$$\exp \int_0^t h(u) \, du = - [1 - F(t)]$$

$$(2) \quad F(t) = 1 - \exp \left[ - \int_0^t h(u) \, du \right] = 1 - \exp[ -H(t)]$$

A quantidade  $H(t) = \int_0^t h(u) \, du$  é denominada taxa cumulativa de risco

Note-se que não é necessário que:

$$(3) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^t h(u) \, du \rightarrow \infty$$

ou, de forma equivalente, que:

$$S(\infty) = 0$$

Se (3) se verifica a distribuição da duração é designada não defectiva, se não, é designada defectiva.

Da mesma forma, também a função de densidade e a função de risco são métodos alternativos e equivalentes para especificar uma distribuição, dada  $h(t)$  pode-se calcular  $f(t)$  e vice-versa. Tendo em conta (2) e (1), a função de densidade de  $T$  pode ser escrita da seguinte maneira:

$$f(t) = h(t) \exp \left[ - \int_0^t h(u) du \right] = h(t) \exp [ -H(t) ]$$

Estabelecemos assim uma ligação bijectiva entre  $F$ ,  $f$  e  $S$  e  $h$ , deduzindo-se assim que a função de risco caracteriza a distribuição da variável.

A função de risco admite outra interpretação. De facto, é habitual interpretar  $h(t)$  como a taxa instantânea de saída de um estado particular considerado. Tal estado pode ser o desemprego se associarmos  $T$  com a duração do período de desemprego. Sendo:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \left[ \frac{\Pr[t < T \leq t + dt]}{\Pr[T > t]} \right] \frac{1}{dt}$$

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{1}{dt} \Pr[t < T < t + dt \mid T > t]$$

ou seja é o limite ( quando  $dt \rightarrow 0$  ) da probabilidade de que um período de desemprego termine no intervalo  $(t, t + dt)$  dado que o período durou até  $t$ . A equação anterior constitui uma

definição alternativa da função de risco.

Enquanto a função de risco dá a probabilidade condicional de que um estado termine em  $t$ , dado que ele dure até  $t$  ou mais, em contraste, a função densidade dá a probabilidade incondicional do estado acabar em  $t + dt$ . Claramente  $h(t) \geq f(t)$ , sendo iguais somente no momento inicial em que  $t=0$ , pois  $S(0)=1$ .

Entretanto, a função de risco poderá ser ou não dependente em relação à duração ( $t$ ). Há dependência em relação à duração se:

$$\frac{d h(t)}{d t} \neq 0$$

Obviamente se  $dh(t)/dt > 0$ , em  $t=t_0$  diz-se que há dependência positiva em relação à duração em  $t_0$ , se  $d(t)/dt < 0$  no mesmo ponto, há dependência negativa em  $t_0$ .

Vejamos agora os modelos a tempo discreto e a sua comparação com os primeiros. A variável  $T$  é agora susceptível de tomar os valores:

$$K\mu, \quad K \in N$$

Admite-se que para cada  $K$  a probabilidade de saída de um estado é dada por  $p(K)$ ,  $K \in N$ . Esta probabilidade é análoga à função de risco  $h$  definida no caso contínuo.

A distribuição da duração obtem-se facilmente. As

probabilidades elementares são:

$$q_k = P(T = K\mu) = [1 - p(0)][1 - p(1)] \dots [1 - p(K-1)] p(K)$$

A função de sobrevivência será:

$$1 - Q_k = P(T \geq K\mu) = [1 - p(0)][1 - p(1)] \dots [1 - p(K-1)]$$

Estas duas funções  $q$  e  $Q$  são respectivamente análogas às funções  $f$  e  $S$  do caso contínuo.

Vê-se imediatamente que:

$$a) p(K) = \frac{q_k}{1 - Q_k}$$

$$b) 1 - Q_k = \exp \left[ - \sum_{j=0}^{k-1} \log \frac{1}{1 - p(j)} \right]$$

Fazendo a comparação dos dois tipos de modelos (contínuos e discretos) o modelo em tempo discreto, em particular as probabilidades de saída, dependem da unidade de tempo escolhida. Elas deveriam ser representadas  $p(\mu, K)$  em vez de  $p(K)$ .

Logo que a unidade de tempo  $\mu$  tende para zero, é natural supor que estas diversas probabilidades tendem para zero. De maneira mais precisa, admite-se que:

$$\lim_{\mu \rightarrow 0} \frac{1}{\mu} p(\mu, \frac{t}{\mu}) = h(t)$$

$h(t)$  interpreta-se assim como a taxa infinitesimal da saída entre  $t$  e  $t+\mu$ .

Se examinarmos então qual é o limite da função de sobrevivência discreta sob as mesmas condições:

$$p(T \geq t) = 1 - Q_{t/\mu}$$

reencontramos a relação a tempo contínuo:

$$\exp \left[ - \int_0^t h(u) du \right] \quad \left( \begin{array}{l} \text{fazendo a aproximação do integral} \\ \text{por uma soma de Riemann} \end{array} \right)$$

### 3.2.1.1.2 Alguns modelos paramétricos

Na prática, diversas distribuições de probabilidade são utilizadas para modelizar o tempo de permanência em desemprego.

De entre elas, a distribuição exponencial é a mais largamente utilizada. As razões desta preferência prendem-se com a facilidade de emprego e de interpretação. Para além disso é adequada para modelizar os períodos de desemprego que não

exibem grande variação, não sendo por isso aconselhável utilizá-la em amostras em que existem longos e curtos períodos de desemprego simultaneamente. As diversas funções que caracterizam esta distribuição são:

$$f(t) = h \exp(-ht)$$

$$F(t) = 1 - \exp(-ht)$$

$$S(t) = \exp(-ht)$$

$$h(t) = h$$

A distribuição exponencial é muitas vezes denominada de sem memória, dado que a sua função de risco é constante e logo não reflecte dependência temporal. Esta é a única distribuição com a propriedade da independência em relação à duração do desemprego.

Uma outra distribuição usada, que é uma generalização da distribuição anterior, é a Weibull. Esta é uma distribuição com parâmetros  $h$  e  $\alpha$  em que a função de sobrevivência é dada por:

$$S(t) = \exp(-ht^\alpha)$$

e as funções de densidade e de distribuição são respectivamente:

$$f(t) = h\alpha t^{\alpha-1} \exp(-ht^\alpha)$$

$$F(t) = 1 - \exp(-ht^\alpha)$$



o que conduz a uma forma muito simples para a função de risco:

$$h(t) = \hat{h}t^{\alpha-1}$$

A função de risco, assim definida, dependerá positivamente do tempo de duração do desemprego se  $\alpha > 1$  e negativamente se  $\alpha < 1$ . Por sua vez, quando  $\alpha = 1$  encontramos a distribuição exponencial e será independente em relação ao tempo. Sendo assim a dependência temporal não depende do valor de  $h$ .

Os dois modelos anteriores, não permitem a obtenção de funções de risco crescentes e depois decrescentes. Por sua vez a distribuição lognormal conduz a formas de  $h(t)$  desse tipo.

A duração do desemprego é tal que  $\log T$  segue uma distribuição normal:  $N(m, \sigma)$ . A função de densidade deduz-se por uma mudança de variável, sendo igual a:

$$f(t) = \frac{1}{\sigma t} g \left[ \frac{\log t - m}{\sigma} \right]$$

e a função de sobrevivência:

$$S(t) = 1 - G \left[ \frac{\log t - m}{\sigma} \right]$$

Sendo a função de risco por sua vez igual a:

$$h(t) = \frac{1}{t} \frac{1/\sigma g[(\log t - m)/\sigma]}{1 - G[(\log t - m)/\sigma]}$$

onde  $g$  e  $G$  representam respectivamente a função de densidade e a função de distribuição cumulativa para a distribuição Normal. Esta função toma o valor zero para  $t=0$  e cresce até atingir um máximo, decrescendo depois, tendendo para zero.

Finalmente, vamos considerar uma outra distribuição com uma função de risco não monótona. Por analogia com os modelos logit, pode-se tentar substituir a distribuição normal por uma distribuição logística, com parâmetros  $h>0$  e  $\alpha>0$  e em que se tem:

$$F(t) = 1 - [ 1/(1 + t^\alpha h) ]$$

$$f(t) = h \alpha t^{\alpha-1} / (1 + t^\alpha h)^2$$

$$S(t) = 1 / (1 + t^\alpha h)$$

$$h(t) = h \alpha t^{\alpha-1} / (1 + t^\alpha h)$$

em que, em relação ao modelo anterior,  $\alpha=1/\sigma$  e  $h=\exp(-m/\sigma)$ . Para  $\alpha>1$  a função de risco aumenta com o tempo e depois decresce. Se  $0<\alpha\leq 1$  a função de risco decresce à medida que o tempo de duração do desemprego aumenta.

Outras distribuições são igualmente usadas e a escolha, de uma ou outra especificação, não deixa de ter consequências sobre o ajustamento do modelo aos dados.

### 3.2.1.2. Os Modelos Explicativos

#### 3.2.1.2.1 Diferentes tipos de regressores

As formas das funções de risco, introduzidas no ponto anterior, têm essencialmente um carácter descritivo. Logo que se pretenda saber quais são as variáveis que influenciam essa forma e qual a importância dessa influência, é necessário fazer depender a distribuição da duração do desemprego dos valores dessas variáveis.

Então, para muitos modelos econométricos de duração é natural analisar distribuições condicionais de duração, onde o condicionamento é em relação às variáveis observadas ( $X$ ) e não observadas ( $\theta$ ). Por analogia em relação à análise de regressão convencional, grande parte da atenção em muitas análises de duração foca-se no efeito dos regressores ( $X$ ) sobre as durações dum estado (desemprego, emprego,...).

As variáveis exógenas, observáveis e não observáveis, podem variar ou não ao longo do tempo. A este propósito, podem-se distinguir diversos tipos de variáveis explicativas, que ao serem explicitamente consideradas nos modelos, colocarão problemas diferentes ao nível da sua especificação e estimação.

Algumas variáveis aparecem independentes do tempo e, como tal, tomam um valor fixo ao longo do período analisado. No

caso dos estudos sobre o desemprego, são por exemplo o sexo, o nível de formação inicial, os salários e as qualificações anteriores ao desemprego. Outras são uma função conhecida do tempo. Este tipo de variáveis é na prática bastante raro e o exemplo mais clássico é o da idade do indivíduo, que se obtém por translação do índice  $t$ .

Finalmente, outras variáveis podem depender do tempo e ter uma evolução parcialmente desconhecida. Podem-se tratar de variáveis indexadas unicamente com o tempo (por exemplo a taxa de desemprego), ou variáveis indexadas duplamente com o tempo e com o indivíduo (por exemplo o número de filhos a cargo). Estas variáveis são normalmente observadas a intervalos regulares, quer dizer, são variáveis discretas.

Neste contexto, definimos a função de risco condicional como:

$$(A) \ h(t | X(t), \theta(t)) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\Pr [t < T < t + dt \mid T > t, X(t), \theta(t)]}{dt}$$

$X(t)$  pode conter funções do passado e do futuro de algumas variáveis, por exemplo:

$$X_1(t) = \int_t^{\infty} k_1 [z_1(u)] du \qquad X_2(t) = \int_{-\infty}^t k_2 [z_2(u)] du$$

$$X_3(t) = \int_{-\infty}^{\infty} k_3 [z_3(u), t] du$$

em que  $z_i(u)$  são variáveis regressores datando o tempo.

Geralmente fazem-se as seguintes hipóteses acerca das variáveis condicionais:

a.1) As variáveis não observadas  $\theta(t)$  têm distribuição independente das variáveis observadas  $X(t')$ , para todo o  $t$  e  $t'$ .

a.2) Não há restrições funcionais relacionando as distribuições condicionais de  $T$  dado  $\theta$  e  $X$  e as distribuições marginais de  $\theta$  e  $X$ .

Podemos integrar (A) para obter a distribuição de duração condicional:

$$F(t|X, \theta) = 1 - \exp \left[ - \int_0^t h[u | X(u), \theta(u)] du \right]$$

A função de sobrevivência condicional será:

$$S(t|\theta, X) = \Pr( T > t | X, \theta)$$

$$= \exp \left[ - \int_0^t h[u | X(u), \theta(u)] du \right]$$

e a densidade condicional:

$$f(t | X, \theta) = h[t | X(t), \theta(t)] S(t | X, \theta)$$

### 3.2.1.2.2 Modelos com taxas instantâneas de saída (condicionais) do desemprego proporcionais<sup>1</sup>

As variáveis explicativas podem afectar a distribuição dos tempos de permanência no desemprego em diversas formas. Nos modelos ordinários de regressão é natural assumir que as variáveis explicativas afectam a variável dependente por alterações na sua média. Não há, no entanto, um ponto de vista claro análogo na inclusão de variáveis explicativas nos modelos de duração. A interpretação dos coeficientes das variáveis explicativas depende da especificação assumida para a função de risco.

Um dos modelos que tem sido largamente utilizado no âmbito da economia é o modelo com taxas instantâneas de saída do desemprego proporcionais, introduzido por Cox [1972,1975]. Neste modelo a função de risco depende de um vector de variáveis explicativas  $X^2$ , com coeficientes  $\beta$  e  $h_0$  e pode ser factorizada como:

$$h(t|X) = \phi(X, \beta) h_0(t)$$

onde  $h_0$  é a taxa instantânea de saída correspondente a  $\phi(.) = 1$  e é a chamada taxa instantânea de saída de base. É

---

1. Traduzido do inglês: "Proportional Hazard model"

2. Para simplicidade de exposição, vamos considerar apenas modelos que têm como regressores variáveis observáveis independentes do tempo.

comum tentar medir o efeito dos regressores de tal forma que  $\Phi(.)=1$  no valor médio dos regressores. Então h tem a interpretação de função de risco para a média individual da amostra. O parâmetro  $h_0$  é desconhecido e normalmente requer estimação.

Nesta especificação da função de risco as variáveis explicativas têm como efeito multiplicar  $h_0$  por um factor  $\Phi$ , que não depende da duração t.

A especificação para  $\Phi$  geralmente usada é:

$$\Phi(X, \beta) = \exp(X'\beta)$$

Esta é conveniente porque a não negatividade de  $\Phi$  não impõe restrições em  $\beta$  e a estimação e inferência não levantam problemas sérios.

A estimação de  $\beta$  neste modelo (que veremos em pormenor mais adiante), não requer obrigatoriamente a especificação da taxa instantânea de saída de base  $h_0$ . Quando esta última é especificada estamos em presença de modelos paramétricos.

Neste tipo de modelo temos:

$$\delta \ln h(t|X) / \delta X = \delta \ln \Phi(X, \beta) / \delta X$$

e logo o efeito proporcional de X na probabilidade

condicional de terminar um período de desemprego não depende do tempo. No caso especial, que já vimos, em que  $\Phi(X, \beta) = \exp(X'\beta)$ :

$$\delta \ln h(t|X) / \delta X = \beta$$

e o coeficiente pode ser interpretado como o efeito constante proporcional de X na probabilidade condicional de completar um período de desemprego. Isto é análogo á usual interpretação da derivada parcial dos coeficientes da regressão linear.

Este modelo com  $\Phi(X, \beta) = \exp(X'\beta)$ , admite uma interpretação conveniente como modelo linear. Com:

$$h(t|X) = \exp(X'\beta) h_0(t)$$

então:

$$S(t|X) = \exp[-H_0(t) \exp(X'\beta)]$$

$$\text{onde } H_0(t) = \int h_0(u) du$$

Para obter uma interpretação de um modelo de regressão linear, consideramos a variável aleatória  $\epsilon$  que definimos como:

$$\epsilon = -\ln H_0(t) - X'\beta$$



e temos uma variável dependente transformada:

$$t^* = - \ln H_0(t)$$

A distribuição de  $\epsilon$  é dada por:

$$\Pr[\epsilon < E] = \exp[-\exp(-E)]$$

e podemos escrever o modelo de risco proporcional na forma:

$$-\ln H_0(t) = t^* = X'\beta + \epsilon$$

que é um modelo linear para  $t^*$ , em que o termo erro segue uma distribuição completamente especificada que não a normal.

Nos modelos paramétricos há a especificação da taxa instantânea de saída de base  $h_0$  e, sendo assim, a especificação do risco proporcional que temos vindo a analisar admite a seguinte decomposição:

$$h(t|X) = \Phi(X, \beta) h_0(t, \alpha)$$

Se considerarmos o modelo exponencial com parâmetro  $h = \exp(X'\beta)$  e  $h_0(t, \alpha) = \alpha = 1$ , temos que:

$$h(t|X) = \exp(X'\beta)$$

ou se quisermos, como anteriormente, interpretar este modelo

como um modelo linear, podemos fazê-lo da seguinte forma:

$$-\ln t = t^* = X'\beta + \epsilon$$

Por sua vez, se considerarmos a distribuição Weibull, pode-se demonstrar que a interpretação do modelo em termos lineares é feita da seguinte maneira:

$$-\alpha \ln t = t^* = X'\beta + \epsilon$$

### 3.2.1.2.3. Modelos com taxas instantâneas de saída (condicionais) do desemprego aceleradas<sup>1</sup>

Neste modelo<sup>2</sup>, o efeito das variáveis explicativas é reescalonar o tempo directamente. Os regressores têm um efeito multiplicativo não somente na função de risco, mas igualmente no tempo passado num estado determinado. Esse efeito, não presente no modelo anterior, tem como consequência uma aceleração ou desaceleração da evolução da taxa instantânea de saída do desemprego ao longo do tempo.

Se a função de sobrevivência á partida é  $S_0(t)$ , então a função de sobrevivência para um indivíduo com características

---

1. Traduzido do inglês : "Accelerated failure time model"

2. Analisado nomeadamente por LEE, L.F. [1984].

X é:

$$S(t|X) = S_0[t \Phi(X, \beta)]$$

em que o tempo é essencialmente reescalado pela multiplicação de  $\Phi$ .

Facilmente se vê que a função de risco associada com S é dada por:

$$h(t|X) = h_0[t \Phi(X, \beta)] \Phi(X, \beta)$$

onde  $h_0 = -d \ln S_0 / dt$ , é a função de risco para a distribuição de  $S_0$ . A função de densidade de probabilidade associada é:

$$f(t|X) = f[t \Phi(X, \beta)] \Phi(X, \beta)$$

No caso especial em que  $\Phi(X, \beta) = \exp(X' \beta)$ , também se pode dar ao modelo uma interpretação como modelo linear. Fazendo, tal como anteriormente, uma modificação de variável, em que temos  $u = -\ln t - X' \beta$ , isso permite-nos escrever o modelo como:

$$-\ln t = X' \beta + u$$

onde u tem uma função de densidade que não depende das variáveis explicativas X :  $f_0[\exp(-u)] \exp(-u)$

Este modelo dá, igualmente, uma interpretação para os

coeficientes das variáveis explicativas:

$$\delta \ln t / \delta X = -\beta$$

Também podemos ter um modelo paramétrico em que as taxas de saída do sistema sejam aceleradas, escolhendo uma forma funcional para  $h_0$ . O modelo admite assim a seguinte decomposição:

$$h(t|X) = h[t \Phi(X, \beta), \alpha] \Phi(X, \beta)$$

Tem interesse comparar este modelo com o anterior em que tínhamos taxas instantâneas de saída proporcionais. No primeiro modelo apresentado tínhamos uma relação linear em  $X$  quando a variável dependente era  $-\ln H_0(t)$ , enquanto que este é linear quando a variável dependente é  $-\ln t$ .

No caso em que temos uma especificação exponencial para  $h_0$  e em que  $\Phi(X, \beta) = \exp(X'\beta)$ , o modelo é simultaneamente um modelo com taxas instantâneas de saída proporcionais e um modelo com taxas instantâneas de saída aceleradas. De facto no primeiro caso, como vimos,  $H_0(t) = t$  e então é, á semelhança deste último, linear com variável dependente igual a  $-\ln t$ . Como proposição geral, mantendo-se a especificação para  $\Phi(X, \beta)$ , as distribuições da família Weibull são as únicas em que no âmbito do modelo de hazard proporcional,  $\ln t$  é linear em  $X$ .

Outros modelos podem ser adoptados, nomeadamente especificações que permitam interações mais flexíveis entre os regressores e o tempo de duração do desemprego na determinação da taxa instantânea de saída do desemprego. Contudo, na maioria dos casos, quer pelos dados disponíveis quer pela natureza do problema a tratar, tal generalidade não se torna necessária, sendo portanto os modelos apresentados os mais utilizados.

### 3.2.2. ESTRATÉGIAS DE ESTIMAÇÃO

#### 3.2.2.1 Métodos Paramétricos de estimação

##### 3.2.2.1.1 Amostras com Censura à Direita

Os dados utilizados nos trabalhos econométricos sobre os modelos de duração resultam, muitas vezes, de observações em painel realizadas num intervalo de tempo fixado a priori. Suponhamos, a título de exemplo, que temos dados sobre o desemprego e que o período de observação é de Janeiro de 1986 a Dezembro de 1986. Neste período podemos distinguir 4 tipos de observações, considerando a hipótese de que o mesmo indivíduo não pode, durante o intervalo de tempo considerado, ter diversos episódios de desemprego separados por episódios de emprego:

- 1) Alguns indivíduos observados já estavam em desemprego em Janeiro de 1986 e continuam em desemprego em Dezembro.
- 2) Há indivíduos em desemprego em Janeiro e que encontram emprego entre Janeiro e Dezembro.
- 3) Outros perdem o emprego entre Janeiro e Dezembro e não encontram emprego antes de Dezembro.
- 4) Finalmente, alguns indivíduos perdem o seu emprego e tornam a encontrar outro no período considerado.

Contudo, os indivíduos que perderam o seu emprego antes de Janeiro, podem na prática ser interrogados sobre o seu passado, nomeadamente, sobre a data da perda do emprego. De posse desta informação passamos a ter simplesmente 2 tipos de dados:

.os do tipo 2) e 4) para os quais se conhece a duração completa do período de desemprego;

.os do tipo 1) e 3) para os quais em Dezembro só se sabe que o período de desemprego ainda não terminou.

Estes últimos são ditos censurados. Então introduz-se uma função indicatriz  $d_i$ , que indica se há ou não censura à direita, para cada indivíduo.

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{se não há censura} \\ 0 & \text{se há censura} \end{cases}$$

O esquema de censura é considerado independente da distribuição dos tempos de sobrevivência no estado considerado ou, de outra forma, a função de distribuição da censura é independente das distribuições das variáveis exógenas observadas e não observadas.

Designando por  $T$  a duração do desemprego, como temos feito até aqui, temos que o par  $(t_i, d_i)$  tem por densidade conjunta condicionada pelas variáveis  $X$ :

$$f(t_i, d_i | X_i) = g(t_i | X_i)^{d_i} s(t_i | X_i)^{(1-d_i)}$$

Esta, utilizando a definição da função de risco, pode ser escrita sob uma outra forma:

$$f(t_i, d_i | X_i) = h(t_i | X_i)^{d_i} s(t_i | X_i)$$

O logaritmo da função de verosimilhança é então igual a:

$$\ln L(t; d) = \sum_{i=1}^n d_i \ln h_i(t_i | X_i) + \sum_{i=1}^n \ln s_i(t_i | X_i)$$

O modelo assim apresentado é semelhante a um modelo Tobit.

### 3.2.2.1.2. A Estimação pelo Método da Máxima Verosimilhança

Vamos supor que é conhecida a distribuição da variável tempo de permanência no desemprego ( $t$ ). Esta pode ter sido escolhida com base em alguma teoria económica ou como resultado de uma representação gráfica prévia dos dados. Vamos focar a nossa atenção na forma de estimar os parâmetros do modelo, supondo conhecidos igualmente os regressores que podem afectar a variável tempo.

A fim de simplificar a apresentação, continuamos a considerar apenas as variáveis explicativas observadas e independentes do



tempo (X).

Como vimos no ponto anterior, podemos apresentar o logaritmo da função de verosimilhança, no caso em que a amostra é censurada, da seguinte maneira:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n d_i \ln h_i(t_i|X_i) + \sum_{i=1}^n \ln S_i(t_i|X_i)$$

ou ainda, sabendo que  $\ln S(t_i|X_i) = -H(t_i|X_i)$  :

$$\ln L = \sum_{i=1}^n d_i \ln h_i(t_i|X_i) - \sum_{i=1}^n H(t_i|X_i)$$

Na prática é usual estimar os parâmetros desconhecidos pelo método da máxima verosimilhança.

Supondo o caso concreto do modelo de taxas instantâneas de saída do desemprego proporcionais:

$$h(t|X) = \Phi(X, \beta) h_0(t, \alpha)$$

e considerando, como exemplo, a especificação da distribuição Weibull:

$$h(t|X) = \alpha t^{\alpha-1} \exp(X'\beta)$$

cuja função de sobrevivência é:

$$S(t|X) = \exp [-t^\alpha \exp(X'\beta)]$$

Temos o logaritmo da função de verosimilhança igual a:

$$\ln L = \sum d_i [ \ln \alpha + (\alpha-1) \ln t_i + X_i' \beta ] - \sum t_i^\alpha \exp(X_i' \beta)$$

Fazendo:

$$\tau = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix}$$

com  $\beta$  um vector de parâmetros ( $m * 1$ ), correspondente às  $m$  variáveis do vector  $X_i$  (que inclui o termo constante), as condições de primeira e de segunda ordem são respectivamente:

$$\delta \ln L / \delta \tau = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^N (d_i [1/\alpha + \ln t_i] - [t_i^\alpha (\ln t_i) \exp(X_i' \beta)]) \\ \sum_{i=1}^N d_i X_i' - \sum_{i=1}^N t_i^\alpha \exp(X_i' \beta) X_i' \end{bmatrix}$$

$$\delta^2 \ln L / \delta \tau \delta \tau' = \begin{bmatrix} \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \alpha^2} & \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \alpha \delta \beta'} \\ \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \beta' \delta \alpha} & \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \beta \delta \beta'} \end{bmatrix}$$

onde:

$$\delta^2 \ln L / \delta \alpha^2 = \sum \{ d_i [-1/\alpha^2] - [t_i^\alpha (\ln t_i)^2 \exp(X_i' \beta)] \}$$

$$\delta^2 \ln L / \delta \alpha \delta \beta' = \sum [ - t_i^\alpha (\ln t_i) \exp(X_i' \beta) X_i ]$$

$$\delta^2 \ln L / \delta \beta \delta \beta' = - \sum \{ t_i^\alpha \exp(X_i' \beta) X_i X_i' \}$$

A função  $\ln L$  é concava e , como tal, é possível e

relativamente simples a sua maximização. O método utilizado para essa maximização é muitas vezes do tipo Newton-Raphson. Neste método a estimação é obtida através da fórmula iterativa:

$$\tau_{(j+1)} = \tau_{(j)} - \left[ \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \tau \delta \tau'} \right]_{\tau=\tau_{(j)}}^{-1} \left[ \frac{\delta \ln L}{\delta \tau} \right]_{\tau=\tau_{(j)}}$$

A matriz  $-\left[ \frac{\delta^2 \ln L}{\delta \tau \delta \tau'} \right]^{-1}$  fornece a estimação da matriz das variâncias-covariâncias dos estimadores dos parâmetros.

Entretanto a estimação do modelo com taxas instantâneas de saída do desemprego aceleradas é semelhante à estimação deste modelo.

### 3.2.2.2. Métodos não Paramétricos e Semiparamétricos

#### 3.2.2.2.1 O Estimador Kaplan-Meier

Nos modelos paramétricos, procuram-se modelos de duração adaptados aos dados, especificando a distribuição no interior duma família paramétrica. Uma tal abordagem só é defensável se as especificações escolhidas são correctas ou se os erros na especificação têm pouca influência sobre os resultados. Nos modelos anteriores, no caso mais simples, o modelo era do tipo:

$$h(t|X) = h_0(t, \alpha) \Phi(X, \beta)$$

onde a taxa de risco de base  $h_0$  e o efeito  $\Phi$  das variáveis exógenas serão escolhidos numa forma paramétrica. É, então, natural estudar a robustez dos métodos de estimação dos principais parâmetros (quer dizer dos  $\beta$ ) aos erros cometidos na forma de  $h_0$ . Do ponto de vista prático, parece que os resultados são sensíveis aos erros sobre a taxa de risco de base  $h_0$ .

Face a esta não robustez, uma solução consiste em não impor restrições em  $h_0$ . Somos, assim, conduzidos à introdução de modelos que são só parcialmente parametrizados. Vamos, neste primeiro ponto, referir a estimação não paramétrica da função de risco na ausência de variáveis explicativas que é o caso do estimador Kaplan-Meier<sup>1</sup>. Este é o estimador mais clássico que intervém nos modelos de duração.

A forma  $h_0$  da função de risco é deixada livre e corresponde á função de sobrevivência  $S_0$ .

De uma forma simples, se representarmos por  $n_j$  o número de indivíduos desempregados imediatamente antes do momento  $t_j$  e por  $y_j$  o número de indivíduos que se empregam no mesmo momento, temos que um estimador natural para a taxa de risco, ou para a probabilidade condicional de saída do desemprego no momento  $t_j$ ,  $h(t_j)$  será:

---

1. A este propósito, veja-se por exemplo GOURIEROUX, C. [1989], pp. 382-384 e JACOBSEN, M. [1989].

$$\hat{h}(t_j) = \frac{y_j}{n_j}$$

Logo, o correspondente estimador para a função de sobrevivência, ou o estimador Kaplan-Meier é:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j (n_i - y_i)/n_i = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{h}_i)$$

Nesta abordagem natural de construir um estimador da função de sobrevivência, não se considerou explicitamente a possibilidade de existência de censura. Formalmente, para o caso de uma amostra censurada  $(t_i, d_i)$ , com  $i = 1, \dots, n$  e dispondo dos tempos de desemprego amostrais ordenados por ordem crescente de valor:

$$t_1 \leq t_2 \leq \dots \leq t_n$$

o estimador Kaplan-Meier da função de sobrevivência  $S(t_j)$  é:

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{[i: t_i \leq t_j]} \left[ 1 - \frac{y_i}{n_i} \right]^{d_i}$$

A variância assimpótica do estimador Kaplan-Meier será:

$$\text{var} [\hat{S}(t_j)] = \hat{S}(t_j)^2 \sum_{i \leq j} \frac{y_i}{n_i (n_i - y_i)}$$

### 3.2.2.2.2 A verosimilhança parcial de Cox

A abordagem da verosimilhança parcial sugerida por Cox [1972,1975], pode ser usada para estimar  $\beta$  num modelo com taxas de risco proporcionais sem a especificação da forma da taxa de risco de base  $h_0$ , ou seja do tipo:

$$h(t|X) = \phi(X, \beta) h_0(t)$$

A ideia é considerar  $h_0$  como um parâmetro de perturbação a eliminar.

Vamos começar por supor que não existe censura e que as durações do desemprego completas e distintas são ordenadas por ordem crescente:  $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ . Representando por  $R(t_1)$  o conjunto de indivíduos com períodos de duração de desemprego maior ou igual a  $t_1$ , a probabilidade condicional de que indivíduo 1 termine o seu período de desemprego em  $t_1$ , dado que qualquer dos  $n$  indivíduos poderiam terminar em  $t_1$ , é:

$$\frac{h(t_1|X_1)}{\sum_{j=1}^n h(t_1|X_j)} = \frac{h(t_1|X_1)}{\sum_{j \in R(t_1)} h(t_1|X_j)}$$

Com a hipótese da taxa de risco proporcional a expressão anterior reduz-se a:

$$\frac{\Phi(X_1, \beta)}{\sum_{j \in R(t_1)} \Phi(X_j, \beta)}$$

Esta quantidade é a contribuição da duração mais pequena observada para a verosimilhança parcial. Saliente-se que a função  $h_0$  desconhecida desapareceu. Da mesma forma, a contribuição da iésima duração é:

$$\frac{\Phi(X_i, \beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \Phi(X_j, \beta)}$$

Em cada caso, a contribuição para a verosimilhança é o rácio entre a função de risco para o indivíduo cujo período de desemprego terminou no momento  $t$  e a soma das funções de risco para os indivíduos cujos períodos de desemprego ainda decorrem até ao momento  $t$  (isto é, aqueles cujo período de desemprego poderia ter terminado no momento  $t$ ).

A verosimilhança é formada pelo produto das contribuições individuais sendo, portanto, o logaritmo da função de verosimilhança igual a:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \{ \ln \Phi(X_i, \beta) - \ln \left[ \sum_{j=1}^n \Phi(X_j, \beta) \right] \}$$

Na ausência de toda a informação acerca da taxa de risco de base, somente a ordem das durações de desemprego fornecem informação acerca dos parâmetros desconhecidos.

Havendo dados censurados, esse facto pode ser facilmente tido

em conta no contexto da verosimilhança parcial. Um indivíduo cujo período de desemprego está censurado entre as durações  $t_j$  e  $t_{j+1}$  aparece no somatório (ordenado) do denominador da contribuição para a verosimilhança dos indivíduos 1 até  $j$ , mas não em mais nenhum. Por outro lado, as observações censuradas nunca aparecem no numerador. Como tal, a verosimilhança parcial contém apenas o produto das observações completas das probabilidades condicionais.

Se considerarmos, como anteriormente,  $d_i$  como a variável que indica se a observação  $t_i$  é ou não censurada e  $\Phi(X_i, \beta) = \exp(X_i' \beta)$ , temos:

$$L = \prod_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(X_i' \beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j' \beta)} \right]^{d_i}$$

E o estimador da máxima verosimilhança parcial de Cox é então definido como a solução do problema:

$$\max_{\beta} \ln L = \sum_{i=1}^n d_i \ln \left[ \frac{\exp(X_i' \beta)}{\sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j' \beta)} \right]$$

$$\max_{\beta} \ln L = \sum_{i=1}^n d_i \{ \exp(X_i' \beta) - \ln [ \sum_{j \in R(t_i)} \exp(X_j' \beta) ] \}$$

O negativo do inverso da matriz das derivadas de segunda ordem da função de verosimilhança pode ser usada para uma aproximação das variâncias dos estimadores dos coeficientes.



## 2.2.3. PROBLEMAS DE ESPECIFICAÇÃO E DE TRATAMENTO DAS VARIÁVEIS

### 2.2.3.1. Modelos com Heterogeneidade

Para além do problema da escolha do modelo a utilizar e da distribuição dos tempos de desemprego, outras questões se levantam. Nos modelos anteriores, supusemos que as variáveis exógenas eram medidas sem erro, que não haviam variáveis explicativas omissas, o que quer dizer que se tinha conseguido reduzir o "erro de modelização" ao mínimo. Se pretendermos ter em conta esse erro, é preciso fazer introduzir um parâmetro de heterogeneidade (que vamos representar por  $\gamma$ ).

A heterogeneidade surge numa população quando diferentes indivíduos têm diferentes distribuições da variável dependente, neste caso, o tempo de permanência em desemprego. As variáveis explicativas são incluídas em modelos econométricos para controlar o problema da heterogeneidade.

Quando a forma funcional do modelo estiver mal especificada, nomeadamente quando variáveis importantes ( observáveis ou não observáveis) estão ausentes, a heterogeneidade pode aparecer. Deste modo, como uma má especificação do modelo leva à heterogeneidade, a discussão dos efeitos da heterogeneidade acompanha os efeitos de uma especificação

incorrecta.

Tal como nos modelos de regressão linear, a não inclusão de variáveis importantes leva frequentemente a inferências erradas acerca do fenómeno em estudo. A não ser que as componentes da heterogeneidade sejam independentes dos regressores, podem surgir problemas sérios na interpretação dos dados se se ignorar a presença da heterogeneidade.

Em concreto, neste tipo de modelos, a presença da heterogeneidade não controlada conduz a inferências erradas acerca do efeito do tempo de permanência em desemprego na probabilidade de emprego e, potencialmente, acerca dos efeitos das variáveis explicativas incluídas no modelo. Iremos ver cada um destes aspectos.

Vamos começar por analisar o problema da heterogeneidade e as conclusões acerca da dependência em relação à duração do desemprego. Vários autores demonstraram<sup>1</sup>, que se a heterogeneidade é incorrectamente controlada, a estimação dos parâmetros da função de risco é enviesada no sentido duma dependência negativa em relação à duração do desemprego, isto é,  $dh(t)/dt$  é negativo. Logo, aquilo que parece ser evidência de dependência negativa não é mais do que a consequência da omissão, ou da não observação, de certas variáveis explicativas.

---

1. Veja-se por exemplo HECKMAN e SINGER [1984 a, 1984 b, 1986].

Este resultado é algo intuitivo. Considere-se um modelo sem variáveis explicativas e uma amostra aleatória em que uma fracção  $p$  de indivíduos pertencem a um subgrupo 1 e  $1-p$  pertencem ao subgrupo 2. Suponha-se também que a taxa de risco é mais alta para os membros do grupo 1.

À medida que o tempo passa, os indivíduos no grupo 1 completarão o seu tempo de desemprego a uma taxa mais elevada do que os indivíduos do grupo 2. Logo a fracção dos indivíduos do grupo 1 que permanecem em desemprego decresce ao longo do tempo. Porque os do grupo 2 têm uma taxa de risco mais baixa, o declíneo da fracção de indivíduos do grupo 1 aparece como um declíneo da função de risco ao longo do tempo, quando esse facto se deveu às diferenças entre os subgrupos.

Em relação á inferência acerca dos regressores, vamos supor que estimamos um modelo de regressão exponencial:

$$h(t|X) = \exp(X'_1 \beta_1)$$

quando a verdadeira função de risco é:

$$h(t|X) = \exp(X'_1 \beta_1 + X'_2 \beta_2)$$

Neste contexto, nem o modelo especificado nem o verdadeiro admitem a dependência em relação à duração do desemprego, possibilitando assim focarmos a nossa atenção no efeito da

heterogeneidade nos coeficientes das variáveis explicativas. Claro, que se procurássemos saber se existia dependência em relação à duração do desemprego no contexto do modelo baseado somente em  $X_1$ , pelas razões anteriores, encontraríamos evidência de dependência negativa. Uma aproximação do enviesamento assintótico do estimador da máxima verossimilhança de  $\beta_1$  será<sup>1</sup>:

$$\hat{\beta}_1 - \beta_1 \approx \left[ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1' \partial \beta_1} \right]^{-1} \left[ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1' \partial \beta_2} \right] \beta_2$$

Na ausência de censura, as esperanças destas segundas derivadas podem ser avaliadas sob a hipótese de que  $\beta_2 = 0$ . A fórmula resultante para o enviesamento aproximado em  $\beta_1$  é:

$$\text{enviesamento} \approx \left[ \sum X_{1i} X'_{1i} \right]^{-1} \left[ \sum X_{1i} X'_{2i} \right] \beta_2$$

exactamente o mesmo efeito da omissão de um regressor num modelo de regressão linear.

Entretanto, pode-se demonstrar<sup>2</sup> que no modelo considerado, na ausência de censura, se existe termo constante, ou seja se:

$$X'_1 \beta_1 = c + X^*_1 d$$

e se  $\underline{c}$  e  $\underline{d}$  são estimados pelo método da máxima

---

1. Veja-se KIEFER, N. [1988].

2. GOURIEROUX [1989], pp.389-391.

verosimilhança, numa situação em que não se considere explicitamente a heterogeneidade:

- os estimadores de  $\underline{d}$  são convergentes
- o estimador do termo constante  $\underline{c}$  é geralmente não convergente e o enviesamento assintótico é independente dos valores assumidos pelas variáveis explicativas e positivo.

Logo, nesta situação, o enviesamento só acontece para um dos parâmetros.

O problema da heterogeneidade não observada ou não controlada tem atraído considerável atenção. Uma abordagem natural para ter em conta a heterogeneidade é escolher uma distribuição de heterogeneidade, ou seja, será introduzir nos modelos paramétricos uma componente aleatória  $\underline{v}$ , que segue uma distribuição fixada a priori. Esta hipótese foi sugerida por Lancaster [1979], que utilizou um modelo com taxas instantâneas de saída do desemprego proporcionais.

Supõe-se que o parâmetro de heterogeneidade  $\underline{v}$  traduz o efeito das variáveis não introduzidas no modelo, contudo a escolha da distribuição dessa componente aleatória é algo arbitrária. Lancaster considerou um modelo com taxas de risco proporcionais do tipo Weibull, da forma:

$$h(t|X,v) = \alpha t^{\alpha-1} \exp \{X'\beta\} v$$

onde se considera que os regressores  $X$  e a componente  $v$  estão independentemente distribuídos e são constantes ao longo do tempo.

Este autor colocou como hipótese que  $y$  segue uma distribuição gama de média igual a um e variância igual a  $\sigma^2$ . Esta é uma suposição que permite a obtenção de funções (de sobrevivência, risco, etc) relativamente simples e logo mais fáceis de estimar. Nestas condições, a função de distribuição da variável  $t$ , condicionada por  $X$ , escreve-se:

$$\begin{aligned} F(t|X) &= 1 - \int_0^{\infty} [1 - F(t|X,v)] g(v) dv \\ &= 1 - [1 + \sigma^2 \exp(X'\beta) t^\alpha]^{-\sigma^{-2}} \end{aligned}$$

o que implica que a respectiva função de densidade seja:

$$\begin{aligned} f(t|X) &= \delta F(t|X) / \delta t \\ &= \alpha t^{\alpha-1} \exp(X'\beta) [1 + \sigma^2 \exp(X'\beta) t^\alpha]^{-\sigma^{-2}-1} \end{aligned}$$

Sendo, no caso em que não há censura, o logaritmo da função de verosimilhança é igual a:

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum \ln[\alpha t^{\alpha-1} \exp(X'_i \beta)] - \sum \ln[1 + \sigma^2 \exp(X'_i \beta) t^\alpha] \\ &\quad - 1/\sigma^2 \sum \ln[1 + \sigma^2 \exp(X'_i \beta) t^\alpha] \end{aligned}$$

Esta última permite estimar os parâmetros  $\alpha$ ,  $\beta$  e  $\sigma^2$  pelo método da máxima verosimilhança. O estimador de  $\sigma^2$  fornece um

estimador directo dos parâmetros de uma distribuição gama de média igual a 1.

Entretanto, a sensibilidade das estimativas dos parâmetros à especificação da distribuição  $y$  é um aspecto importante a considerar. Esta questão tem sido considerada por diversos autores. Nomeadamente, Heckman e Singer [1984 a, b, 1986] estudaram os resultados de estimar um modelo do tipo Weibull com diversas distribuições para o termo da heterogeneidade, com uma mesma amostra. Eles concluíram que os coeficientes das variáveis explicativas eram sensíveis em relação à forma funcional assumida para  $y$ .

Estes resultados levam a reconsiderar de maneira crítica o método preconizado por Lancaster para ter em conta o problema da heterogeneidade nos modelos paramétricos.

#### 2.2.3.2. O Tratamento das Variáveis Dependentes do Tempo

Vimos anteriormente que determinadas variáveis explicativas podem variar ao longo do intervalo de tempo considerado num dado estudo. Em termos práticos introduzir este tipo de variáveis no modelo a estimar levanta alguns problemas.

Nos trabalhos econométricos o problema dos regressores variando com o tempo é tratado de forma "ad hoc". Algumas

vezes atribui-se a cada regressor a média dos valores assumidos durante o período de desemprego:

$$\bar{x}(t) = 1/t \int_0^t X(u) du, \quad t > 0$$

outras vezes utilizam-se os valores dessas variáveis no início do intervalo considerado:  $X(0)$ .

O primeiro método apresenta a inconveniência de estabelecer uma dependência entre a duração  $t$  e a variável explicativa construída. Vejamos um exemplo: suponhamos que  $X$  é um escalar e  $X(u) = a + bu$ , então  $\bar{x}(t) = a + (b/2)t$  e vê-se claramente que  $\bar{x}(t)$  e  $t$  são linearmente dependentes.

O segundo por sua vez ignora a não estacionaridade do fenómeno em estudo. Esta é particularmente evidente se se considerar como exemplo a taxa de desemprego. Num período de evolução contínua do desemprego, onde a duração média do desemprego é consideravelmente longa, é pouco realista considerar somente o valor da taxa de desemprego no instante em que o indivíduo entrou em desemprego.

Heckman e Singer [1986], salientam que os resultados da estimação são sensíveis à forma como se tem em conta os regressores que variam ao longo do tempo. Apresentam um estudo de Flinn e Heckman em que com uma mesma amostra e com um mesmo modelo se evidencia que o valor dos parâmetros se altera consoante se considere o valor médio, o valor inicial



ou se deixe variar os regressores livremente.

Daí que a introdução deste tipo de variáveis nos modelos possa ser perigosa e a utilização de métodos "ad hoc" para o fazer possa levar a inferências erradas. Segundo Heckman e Singer, fundamentalmente, tentar separar o efeito dos regressores variando no tempo da dependência em relação à duração do período de desemprego só será possível de a variação dos regressores é suficientemente independente da variável "tempo". Embora não controlar os regressores variando no tempo possa levar a estimativas enviesadas, a introdução destes regressores pode criar assim um problema de identificação.

## IV. A PROCURA DO PRIMEIRO EMPREGO EM PORTUGAL

### 4.1. CONSIDERAÇÕES SOBRE A AMOSTRA UTILIZADA

O desemprego constitui nas sociedades modernas um problema social e económico importante. Neste contexto Portugal não é excepção e daí o interesse em estudar as características do mercado de trabalho, quer do lado da oferta quer do lado da procura.

Este trabalho insere-se na análise da oferta de trabalho ou, se quisermos, da procura de emprego, tentando-se neste capítulo aplicar ao nosso país os princípios da teoria da procura de emprego.

Os dados utilizados neste estudo são provenientes do inquérito permanente ao emprego efectuado trimestralmente pelo INE (Instituto Nacional de Estatística), mais concretamente do 3º trimestre de 1990.

Segundo as estimativas do INE (Quadro nº 1), neste trimestre a taxa de actividade no continente era de 48.3% e, sensivelmente, 5.4% da população activa encontrava-se desempregada, da qual uma elevada percentagem procurava o primeiro emprego.

QUADRO N.º1 INDICADORES DA POPULAÇÃO - 3.º trimestre 1990

INDICADORES	1000 PESSOAS	%
POPULAÇÃO EMPREGADA	4477.1	94.6
POPULAÇÃO DESEMPREGADA	257.4	5.4
. 1.º EMPREGO	85.0	33.0
.NOVO EMPREGO	172.4	67.0
TAXA ACTIVIDADE	48.3%	

FONTE: INE, INQUÉRITO PERMANENTE AO EMPREGO - 1990

Para se poderem testar as previsões dos modelos teóricos de procura de emprego, e logo para se utilizarem os respectivos modelos econométricos, são necessárias informações sobre a história individual de cada trabalhador à procura de emprego. Como tal, usaram-se as respostas individuais aos inquéritos realizados pelos serviços do INE, no Continente e nas Ilhas, relativos a indivíduos com mais de 13 anos que, à data do inquérito, se encontravam na situação de desempregados ou empregados, num total de 19899 indivíduos.

Nos dados disponíveis, não existem informações suficientes para a aplicação de todos os procedimentos econométricos da análise estrutural e da análise reduzida, anteriormente apresentados. Não temos, assim, a possibilidade de examinar todas as situações caracterizadoras do mercado de trabalho, sendo difícil, nomeadamente, estudar a procura de emprego enquanto empregados, a transição do emprego para o desemprego

ou para a inactividade. Como tal, atendendo à informação disponível e ao seu maior interesse, optou-se por analisar a transição do desemprego para o emprego.

Dada a natureza do problema em estudo, seleccionaram-se os indivíduos que, há pelo menos um ano atrás, não estavam a trabalhar. Encontravam-se nessas circunstâncias 1770 pessoas.

Entretanto, a necessidade do conhecimento do tempo de desemprego, indispensável no âmbito dos modelos de sobrevivência, levou a que se limitasse o âmbito da análise aos desempregados à procura do primeiro emprego, tendo-se apenas considerado os indivíduos cujo período de procura de emprego não ultrapassa os quatro anos.

Assim, e igualmente após a eliminação de observações para as quais não havia resposta a questões consideradas importantes, chegou-se a um total de 799 jovens portugueses que constituíram a base para esta análise.

Durante o período de 4 anos escolhido, em Portugal, verificou-se uma melhoria na situação do mercado de trabalho, que pode ser evidenciada pelo decréscimo da taxa de desemprego global (Quadro n.º 2).

Até 1973, a economia portuguesa encontrava-se praticamente em pleno emprego, contribuindo para esta situação quer a elevada emigração existente na altura quer a guerra em África.

No período posterior a 1974, no entanto, com a nova realidade socio-política que então se instalou, o desemprego aumentou significativamente. A partir de 1986, deu-se uma alteração dessa tendência de desemprego crescente, embora persistindo algumas características preocupantes das quais se salientam uma maior incidência do desemprego na componente feminina e jovem. Igualmente penalizadora é a situação dos trabalhadores em idades avançadas.

O desemprego jovem em Portugal, tal como em muitos outros países, continua a ser um desafio para os responsáveis governamentais. Em particular, e tomando como fonte os dados do INE, entre 1987 e 1990 a taxa de desemprego global rondou os 6%, enquanto que para os jovens até 24 anos ela era mais do dobro (quadro nº 2).

QUADRO Nº2 TAXAS DE DESEMPREGO RELATIVOS AO CONTINENTE

INDICADORES		1987 3º trim	1988 3º trim	1989 3º trim	1990 3º trim
TAXA DE DESEMPREGO GLOBAL (Sentido) (lato)	HM	8.0	6.2	5.8	5.4
	H	5.5	4.0	3.8	3.8
	M	11.2	9.1	8.4	7.6
TAXA DE DESEMPREGO (até 24 anos)		17.4	14.2	13.2	12.3

FONTE: INE, INQUÉRITO PERMANENTE AO EMPREGO - 1987 a 1990

O desemprego por parte dos jovens que ingressam no mercado de trabalho pela primeira vez, tem características próprias. Por um lado, a sua falta de experiência anterior como empregados

pode, em certa medida, tornar mais difícil o encontrar de um emprego. Por outro, o tempo de permanência em desemprego pode alterar o seu comportamento de procura na medida em que vão ficando progressivamente mais desencorajados em relação às suas possibilidades de emprego. Para além disso, um período de desemprego mais ou menos longo para estes jovens pode ter consequências ao nível da sua inserção social e, em particular, pode conduzir a fracos hábitos laborais. Daí que os empregadores possam tomar os períodos de desemprego como um sinal de potencial produtividade.

Como tal, é particularmente aliciante a análise do desemprego nas camadas mais jovens da população e será a este fenómeno que vamos dedicar esta parte do trabalho.

Focando a nossa atenção na amostra utilizada, refira-se que, das múltiplas questões efectuadas pelos serviços do inquérito permanente ao emprego a que tivemos acesso, interessou-nos especialmente a informação sobre:

- idade actual
- idade em que terminou os estudos
- sexo
- estado civil
- número de pessoas da unidade familiar
- Grau de instrução actual e quando começou a trabalhar
- distrito de residência
- condição perante o trabalho (actual e há um ano atrás)

- condição socio-económica
- duração da procura de emprego/tempo de desemprego
- procura de emprego na semana de referência
- disponibilidade para trabalhar
- tempo de permanência no emprego actual
- salário líquido mensal

Um resumo das características desta amostra é apresentada no quadro nº3. Estamos em presença de uma amostra composta de jovens à procura do primeiro emprego, sendo portanto a média etária baixa (18.94 à data do inquérito) e maioritariamente solteiros e sem filhos.

QUADRO Nº3 CARACTERÍSTICAS AMOSTRAIS

IDADE (média)	SEXO		ESTADO CIVIL		ESCOLARIDADE (média)	C. P. TRABALHO		SALÁRIO LIQ MENSAL (médio)	PESSOAS DO AGREG. FAM. (média)
	F	M	CAS.	SOL.		EMPREG.	DESEMP.		
18.94	58%	42%	9%	91%	secundário geral completo	58%	42%	36 300 (esc)	4.8

PONTE: Cálculos efectuados com base no INQUÉRITO PERMANENTE AO EMPREGO -INE  
3º trimestre de 1990 (sub-amostra utilizada)

No 3º trimestre de 1990, 58% dos jovens já se encontravam empregados enquanto os outros ainda prosseguiram o seu período de desemprego. A maioria dos entrevistados é do sexo feminino e, em média, quando começaram a sua procura de emprego o seu nível de escolaridade era o secundário geral completo.

Um dado importante na aplicação da teoria da procura de,

emprego é, como já foi referido, o tempo de permanência no desemprego. Este é-nos fornecido pela resposta a questões colocadas no Inquérito Permanente ao Emprego, como a duração da procura de emprego e o tempo de desemprego. De referir ainda que, como informação do INE, dispomos apenas de intervalos de variação dessa procura expressa em meses e não do tempo de procura exacto.

QUADRO Nº 4 TEMPO DE PROCURA DE EMPREGO

DURAÇÃO DO DESEMPREGO	%
0 A 3 meses	52.5%
4 A 12 meses	25.6%
mais de um ano	21.9%

FONTE: Cálculos efectuados com base no INQUÉRITO PERMANENTE AO EMPREGO- INE 3º trim./1990 (sub-amostra utilizada)

Sempre que as respostas a estas questões não se encontravam disponíveis, de forma a integrar as respectivas observações na estimação, o intervalo foi determinado utilizando informação sobre o tempo de permanência no emprego actual, idade em que terminaram os estudos e idade actual e considerando que os jovens começam a sua procura de emprego logo que os seus estudos terminam. Esta é uma hipótese que pode não ser inteiramente correcta, a procura de emprego pode de facto começar antes do fim dos estudos.

Em relação a este cálculo é necessário fazer ainda uma chamada de atenção. Parte-se do princípio que o estado



anterior ao primeiro emprego é o desemprego, mas eventualmente poderá haver um período de inactividade. Não temos possibilidade de distinguir entre as duas situações, no entanto, muitos autores sublinham que a fronteira entre o desemprego e a inactividade é bastante fluida durante os primeiros anos de vida activa, sendo provável que tais indivíduos efectivamente procurem emprego enquanto inactivos.

Feitas estas considerações, refira-se que uma elevada percentagem dos entrevistados desta amostra tem um tempo de procura de emprego bastante baixo, entre 0 e 3 meses. Uma das razões que pode justificar este facto, será o fim do ano lectivo, que acontece precisamente no terceiro trimestre de cada ano, tendo como consequência a deslocação dos jovens da situação de estudantes para a situação de activos.

Mas se muitos jovens conseguem encontrar emprego após um intervalo de tempo razoável (até um ano), há igualmente um considerável número de jovens que tem um período de desemprego elevado, tornando-se pois interessante a análise das razões destas diferenças entre os períodos de desemprego.

Na análise que se segue, tentou-se a estimação quer das funções das ofertas salariais e do salário de reserva previstas nos modelos de forma estrutural, quer dos modelos econométricos de sobrevivência. Evidentemente, não se pretendeu a aplicação de todos os modelos e o estudo de todas as situações possíveis, até porque os dados disponíveis, como

já o salientámos, assim não o permitiam. O objectivo foi antes o de uma primeira aproximação ao problema que poderá ser posteriormente desenvolvida.

Uma palavra também para referir os programas informáticos utilizados nas estimações, quer dos parâmetros estruturais do modelo elementar de procura de emprego quer das probabilidades instantâneas de saída do desemprego. Foram usados o programa LIMDEP, especialmente vocacionado para a estimação de modelos com variável dependente limitada, e o programa RATS. A opção por um ou por outro ao longo do trabalho é justificada não só pelas limitações inerentes a cada programa, mas igualmente pela sua maior simplicidade de aplicação em cada situação.

#### 4.2. ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DAS OFERTAS SALARIAIS E DO SALÁRIO DE RESERVA INDIVIDUAL

Apesar do considerável interesse que a teoria da procura de emprego tem suscitado, assim como a sua aplicação ao mercado de trabalho de diferentes países, somente alguns autores tentaram estimar a função do salário de reserva.

A razão para este facto reside na dificuldade de se encontrarem amostras com informação suficiente para a sua estimação. Neste estudo, não dispomos igualmente dos dados necessários para a utilização de modelos propostos por alguns autores. Nomeadamente, não temos possibilidade de aplicar aqui a metodologia de Lancaster e Chesher, uma vez que, no inquérito efectuado, os serviços do INE não questionam os desempregados sobre o salário mínimo que estão dispostos a receber ou sobre o seu salário esperado.

Não dispomos, igualmente, de informação que nos permita aplicar metodologias adaptadas à análise da transição do desemprego para o emprego para trabalhadores que já tiveram uma experiência laboral anterior. Como já vimos, iremos estudar a situação de jovens à procura do primeiro emprego e optámos, até pela sua maior simplicidade, por utilizar o procedimento de estimação de Kiefer e Neumann, que utilizam o método de Heckman em dois passos.

Há vários problemas de especificação que necessitam de ser ultrapassados antes de estimarmos a função do salário de reserva. O principal problema é o facto, já referido, do salário de reserva não ser observado, embora se disponha de informação sobre o salário efectivamente aceite pelo trabalhador quando começa a trabalhar.

Assumimos, tal como a maioria dos autores o faz, que o logaritmo das ofertas salariais é normalmente distribuído. Outra hipótese crucial neste modelo que vamos estimar é que o salário de reserva se mantém inalterável durante o período em análise.

O nosso modelo é constituído pelas seguintes funções:

.A função das ofertas salariais:

$$\ln W_i = X_i' \beta + \epsilon_i^0, \quad \epsilon_i^0 \sim N(0, \sigma_0^2)$$

em que  $X_i$  conterà variáveis que representem as características individuais do jovem que afectam as ofertas salariais e que são o sexo, a idade e o nível de educação; e também variáveis que representem as características do mercado de trabalho local como a taxa de desemprego da região de residência.

.A função do salário de reserva:

$$\ln \phi_i = Z_i' \tau + \epsilon_i^r, \quad \epsilon_i^r \sim N(0, \sigma_r^2)$$

onde  $Z_i$  por sua vez, conterá não só as variáveis de  $X_i$  mas também variáveis que afectem os custos da procura de emprego mas não os salários oferecidos ( $Q_i$ ). Consideraram-se nestas últimas o estado civil e o número de pessoas do agregado familiar.

Por outro lado, entendeu-se que a variável que poderia influenciar o valor das ofertas salariais mas não os custos de procura ( $X_i^k$ ), era o sexo. Todas as outras variáveis poderão, à partida, afectar quer os salários oferecidos, quer os custos da procura de emprego e serão representadas por  $X_i^j$ .

Como sabemos os salários só serão observados se:

$$\ln W_i > \ln \phi_i$$

ou se:

$$S_i = \ln W_i - \ln \phi_i > 0$$

e temos assim uma terceira equação:

$$S_i = \ln W_i - \ln \phi_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma_o^2 - 2\sigma_{or} + \sigma_r^2)$$

Começamos por estimar a função das ofertas salariais. Estamos numa situação em que a nossa amostra é censurada e já vimos no capítulo III que, nestas circunstâncias, as funções de regressão condicionadas por  $S_i > 0$ , vêm iguais a:

$$\begin{cases} \ln W_i = X_i' \beta + \mu \sigma_0 \delta_i + V_{1i} \\ S_i = X_i' \beta - Z_i' \tau + \sigma \delta_i + V_{2i} \end{cases}$$

mantendo  $\mu$  e  $\sigma$  o significado anteriormente referido.

Sendo os  $\delta_i$  desconhecidos, de acordo com a metodologia de Kieffer e Neumann, haverá que estimar em primeiro lugar a equação  $S_i$  normalizada, ou função de emprego  $S_i^*$ , através de um modelo Probit.

$$(1) \quad S_i^* = \frac{\ln W_i - \ln \phi_i}{\sigma}$$

$$\text{para se obterem estimativas de } \delta_i = \frac{f(-S_i^*)}{1 - F(-S_i^*)}$$

que serão posteriormente substituídas na função das ofertas salariais.

$S_i^*$  tomará o valor um ou zero consoante o indivíduo tenha conseguido emprego ou não ao fim de um determinado período de tempo, arbitrário, fixado a priori.

Como tal, necessitamos de conhecer o tempo de desemprego dos jovens que, no nosso caso, será medido em meses. A este propósito há que recordar que a maioria dos jovens inquiridos apresenta tempos de desemprego bastante curtos, entre 0 e 3 meses. Em concreto, cerca de 37% dos entrevistados,

considerados na nossa amostra, conseguiu emprego após a passagem de um período de desemprego relativamente baixo ( 0 a 3 meses). Tendo como base esta informação, assumiu-se como período "crítico", precisamente este intervalo de tempo.

Tomando como referência o período entre 0 e 3 meses, a nossa variável dependente ( $S_i^*$ ) terá o valor um sempre que o jovem tenha conseguido emprego durante este intervalo e será zero quando assim não for. A escolha deste período permite também que todos os indivíduos pertencentes à amostra estejam em igualdade de circunstâncias, quer dizer todos tiveram a possibilidade teórica de encontrar emprego nesse espaço de tempo.

Quanto às variáveis explicativas incluídas no modelo, convem salientar algumas das suas características. Usaram-se diversas variáveis "dummy", tomando o valor zero ou o valor um, nomeadamente para o sexo e o estado civil.

No grau de instrução utilizaram-se índices representativos do nível de escolaridade usados pelo INE no Inquérito Permanente ao Emprego<sup>1</sup>.

Em relação ao salário líquido mensal, dispomos como informação do INE dos índices representativos dos intervalos salariais que podemos ver em anexo e usou-se o valor médio

---

1. Que podem ser observados em anexo.

desses intervalos.

Como variável representativa das condições do mercado de trabalho temos a taxa de desemprego por regiões em 1988, dado ter sido este o ano mais actual que conseguimos obter. Partimos do princípio que, em termos proporcionais, as diferenças entre as regiões se mantiveram ao longo do período em análise.

Por último, refira-se que na variável idade, utilizou-se a idade média do período de desemprego individual, que ainda decorre ou que já terminou.

Os resultados da estimativa da função de emprego encontram-se na primeira coluna do quadro nº 5. Estas foram efectuadas utilizando o programa RATS, que para a estimação do modelo Probit recorre ao algoritmo de maximização de Newton. Se interpretarmos os coeficientes relativos a cada variável como coeficientes de forma reduzida, podemos ver quais as variáveis que têm mais ou menos influência na probabilidade de saída de desemprego.

Das variáveis consideradas, não parecem ser significativas o estado civil e a taxa de desemprego local. Uma das razões que pode estar na origem das diferenças ao nível do desemprego entre as regiões não serem relevantes, será o facto dos jovens considerarem como mercado de trabalho não só o da sua região, mas igualmente o das restantes regiões do país. Por



sua vez, a não importância do estado civil pode ser justificada pela idade dos jovens que constituem a amostra, que são na sua maioria solteiros.

QUADRO N°5 EQUAÇÕES DO EMPREGO

VARIÁVEIS	EQUAÇÃO (1)		EQUAÇÃO (2)	
	COEFICIENTE	DESVIO PADRÃO	COEFICIENTE	DESVIO PADRÃO
CONSTANTE	-0.2304959	0.3343047	-7.788768	1.567015
SEXO	0.5222467	0.1001092	-----	-----
IDADE	-0.6166376E-01	0.1870101E-01	-0.2255709	0.3743313E-01
ESTADO CIVIL	-0.2259961	0.2132765	-0.3980976	0.2085376
INSTRUÇÃO	0.1999058	0.2905458E-01	0.2622933E-01	0.3977782E-01
DESEMPREGO	-0.1113669E-01	0.1527022E-01	0.2812167E-02	0.1528950E-01
NPUF	-0.5784865E-01	0.2706940E-01	-0.9577991E-01	0.2840922E-01
W ESPERADO	-----	-----	3.351893	0.6518632
N	799		799	
LOG. VEROS.	-478.56833		-478.95300	
TESTE WALD	$\chi^2(6) = 85.4290$ NÍVEL SIGNIF. $\approx 0$		$\chi^2(6) = 85.316$ NÍVEL SIGNIF. $\approx 0$	

NOTA: O teste de Wald apresentado é para testar a hipótese nula de que todos os parâmetros (à exceção do termo constante) são iguais a zero.

Em relação aos outros regressores os resultados são, em geral, os esperados. Conclui-se que será mais fácil para um jovem do sexo masculino encontrar emprego, o que está de acordo com a realidade, e que a probabilidade de saída do desemprego é maior quanto mais elevado for o seu nível de escolaridade. Atente-se na variável idade, cujo coeficiente toma um sinal negativo, querendo significar que quanto mais

velho for o jovem à procura de emprego, menor a probabilidade de saída do desemprego.

No quadro nº 6 temos as estimativas dos mínimos quadrados dos parâmetros da função das ofertas salariais, com base na subamostra relativa aos jovens que conseguiram encontrar emprego e para os quais dispunhamos do salário líquido recebido. A variável dependente é precisamente o logaritmo dos salários líquidos mensais.

As ofertas salariais parecem ser significativamente determinadas pelo grau de instrução e pelo sexo do jovem à procura de emprego. Não surpreende o facto dos salários serem mais elevados para os elementos do sexo masculino e tanto maiores quanto maior for o seu grau de instrução. Refira-se também que o salário é mais elevado para os jovens mais velhos.

A taxa de desemprego local não tem influência significativa no valor das ofertas salariais, podendo pois dizer-se que o nível dos salários é sensivelmente o mesmo em todas as regiões do país.

Dada a presença do parâmetro  $\delta_i$  na função salarial, é possível a existência de heterocedasticidade, especialmente se  $\delta$  for significativo, e como tal as estimativas serão não eficientes. Isto levou à reestimação da função pelo método dos mínimos quadrados generalizados.

QUADRO N° 6 EQUAÇÃO DAS OFERTAS SALARIAIS

VARIÁVEL	M.Q.	M.Q.G
CONSTANTE	2.128346 (0.3211106)	2.010135 (0.3594925)
IDADE	0.2786038E-01 (0.1370322E-01)	0.3709302E-01 (0.1458983E-01)
SEXO	0.2518649 (0.9745877E-01)	0.2497058 (0.1047532)
INSTRUÇÃO	0.9249672E-01 (0.3711254E-01)	0.8837817E-01 (0.3903140E-01)
DESEMPREGO	-0.3184274E-02 (0.6419812E-02)	-0.4578281E-02 (0.6746104E-02)
$\delta$	0.2842292 (0.2575046)	0.2684694 (0.2876686)
$n$ $R^2$	207 0.41951433 $F(5,201) = 29.05$	207 0.83099911 $F(5,201) = 33.45$

NOTA: Entre parênteses encontram-se os respectivos desvios-padrões.

De acordo com a metodologia de Heckman [1979], para a aplicação deste método, as estimativas das variâncias dos erros são calculadas tendo em atenção que:

$$E(V_{1i})^2 = \sigma_o^2((1-\mu^2) + \mu^2(1 + S_i^* \delta_i - \delta_i^2))$$

Para tal terão que ser obtidas estimativas de  $\sigma_o$  e de  $\mu$ . O valor de  $\hat{\sigma}_o$  pode ser obtido através da seguinte estimativa:

$$\hat{\sigma}_o^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N-s} \hat{V}_{1i}^2}{N-s} - \frac{\hat{C}}{N-s} \sum_{i=1}^{N-s} (\hat{\delta}_i \hat{S}_i^* - \hat{\delta}_i^2)$$

com  $C = \mu\sigma_0$ .

O coeficiente de  $\delta$  é positivo, embora não significativo, e dado que este é igual a:

$$\mu\sigma_0 = \frac{\sigma_0^2 - \sigma_{or}}{\sigma}$$

isso significa que poderemos, a partir deste, estimar o coeficiente de correlação entre os erros da equação das ofertas salariais e a equação do emprego ( $\mu$ ).

Para o nosso estudo,  $\hat{\sigma}_0^2 = 0.1253$ , o que implica que  $\hat{\mu} = 0.8$  e que  $\hat{\sigma}_{or} = 0.1195$ .

Como pode ser observado na segunda coluna do quadro anterior, embora para alguns coeficientes as estimativas resultantes da aplicação do método dos mínimos quadrados generalizados sejam algo diferentes, as conclusões mantêm-se.

A oferta salarial média estimada (calculada com base nos valores médios da amostra) é de 35 mil escudos, que é sensivelmente 3% menos do que a média dos salários observados. O salário esperado será naturalmente diferente consoante o sexo do jovem desempregado. Assim, como pode ser observado no quadro nº 8, para um jovem do sexo masculino "típico" à procura de emprego o salário líquido esperado coincide com a média salarial estimada. Um rapaz "típico", tendo em atenção os valores amostrais, é solteiro, tem 17

anos e meio, o secundário geral completo e em média, de acordo com a sua zona de residência, enfrenta um mercado de trabalho com uma taxa de desemprego de 6,1%. Se repetirmos o exercício para os jovens do sexo feminino vemos que o salário esperado é pouco mais baixo.

Prosseguindo na nossa tentativa para estimar a função do salário de reserva, estimou-se a equação:

$$S_i^* = \frac{\ln(w_i) - \ln(\phi_i)}{\sigma}$$

$$= (X_i' \beta) \frac{1 - f_1}{\sigma} - X_i^j \frac{r_j}{\sigma} - Q_i' \frac{r_Q}{\sigma} + \frac{\epsilon_i}{\sigma}$$

Esta é apresentada na segunda coluna do Quadro nº 5.  $S_i^*$  toma o valor zero ou um, nos mesmos termos que anteriormente e a equação é igualmente estimada por um modelo probit. O salário esperado  $(X_i' \beta)$  é dado pelas estimativas dos salários oferecidos provenientes da equação anterior, tendo-se optado por reter as estimativas obtidas pelo método dos mínimos quadrados generalizado, dada a sua maior eficiência.

Considerando uma taxa de desconto anual de 10%<sup>1</sup> e o tempo médio de desemprego amostral, que se situa entre os 7 e os 12 meses<sup>2</sup>, o valor de  $f_1$  vem igual a 0.927.

---

1. Esta é a taxa de desconto social estimada para a economia portuguesa. A este propósito veja-se BARATA [1990].

2. Utilizou-se o ponto médio deste intervalo, ou seja 9 meses e meio.

QUADRO N° 7 EQUAÇÃO DO SALÁRIO DE RESERVA

VARIÁVEIS	COEFICIENTES
CONSTANTE	2.033024
IDADE	0.039298
SEXO	0.231477
INSTRUÇÃO	0.076215
DESEMPREGO	-0.004305
NPUF	0.002086
ESTADO CIVIL	0.008670
N = 799	

NOTA: Os coeficientes foram determinados com  $\theta = 10\%$  (ao ano) e logo  $f_1 = 0.927$

De posse destes elementos e sabendo que o vector de parâmetros  $\tau$  admite a seguinte decomposição:

$$\tau = (f_1\beta_j + \tau_j, f_1\beta_k, \tau_Q)$$

estamos em situação de podermos estimar os coeficientes da função do salário de reserva, que podem ser observados no quadro n° 7.

Por sua vez, a correlação entre os erros da função das ofertas salariais e da função do salário de reserva é bastante elevada, mais concretamente igual a 0.99. O coeficiente de correlação em questão é obtido com base nos valores anteriormente calculados para  $\hat{\sigma}_O$ ,  $\hat{\sigma}_{Or}$  e  $\hat{\mu}$  e tendo em atenção que:

$$\sigma^2 = \sigma_O^2 - 2 \sigma_{Or} + \sigma_r^2$$

O salário de reserva é positivamente influenciado pela idade,

pelo grau de instrução e pelo número de pessoas da unidade familiar. Por outro lado, será maior se o jovem for solteiro e for do sexo masculino.

Embora não significativa, como vimos, a taxa de desemprego local tem um efeito negativo no salário de reserva. Naturalmente, quanto maior a taxa de desemprego e logo quanto pior for a situação do mercado de trabalho local, menor será o salário que os jovens estão dispostos a aceitar para trabalhar.

QUADRO N°8 ESTIMATIVAS DO SALÁRIO ESPERADO  
E DO SALÁRIO DE RESERVA

VARIÁVEL	HOMEM (valor médio)	MULHER (valor médio)
IDADE	17.5	18.9
SEXO	1	0
INSTRUÇÃO	5	6
DESEMPREGO	6.1%	6.2%
NPUF	5	4.6
$\delta$	0.8814	1.2052
$\hat{W}$ esperado	$\approx 35.150$ Esc	$\approx 34.350$ Esc
$\hat{W}$ de reserva	$\approx 27.600$ Esc	$\approx 25.000$ Esc

O salário líquido de reserva para um rapaz que procura o seu primeiro emprego era então em média, considerando os mesmos parâmetros que anteriormente, cerca de 28 mil escudos enquanto que para a mulher este era quase menos três mil escudos. Estes valores correspondem aos níveis salariais mais baixos existentes na nossa amostra em 1990. Interessante é também verificar que o salário de reserva é nitidamente

inferior ao salário esperado para ambos os sexos, sendo a diferença mais acentuada para os elementos do sexo feminino.

A terminar, saliente-se mais uma vez que os resultados a que se chegou estão condicionados pelas hipóteses estabelecidas a priori, das quais a mais limitativa é precisamente o considerar-se que o salário de reserva é constante ao longo de todo o período de desemprego.



#### 4.3. ANÁLISE ESTATÍSTICA DA DURAÇÃO DA PROCURA DO PRIMEIRO EMPREGO

##### 4.3.1 TESTES A EFECTUAR ÀS PREVISÕES DOS MODELOS TEÓRICOS DE PROCURA SEQUENCIAL

Em Portugal, todos os anos dezenas de milhar de jovens entram no mercado de trabalho na situação de desempregados à procura de primeiro emprego. Enquanto alguns destes jovens permanecem nesta situação poucas semanas, outros prolongam o seu período de desemprego por vários anos. Existem, pois, enormes variações na duração dos períodos de desemprego nestes jovens e é propósito deste estudo analisar as causas destas diferenças dramáticas. A técnica econométrica apropriada para estudar os períodos de duração do desemprego é a análise de sobrevivência, que iremos aqui aplicar.

Os modelos teóricos que apresentámos na primeira parte deste trabalho, estudam as probabilidades instantâneas de transição entre os estados de desemprego e de emprego. Logo, estes modelos permitem prever como variam essas probabilidades quando os valores das variáveis que influenciam o processo de procura se modificam. Oferecem então numerosas previsões que podem ser testadas econométricamente.

De acordo com a teoria do "Job Search" a probabilidade de

saída do estado de desemprego, ou função de risco, é o produto de duas probabilidades: a probabilidade de receber uma oferta salarial e a probabilidade de que essa oferta exceda o salário de reserva. Embora não tendo possibilidade de estimar em separado tais probabilidades, podemos avaliar o impacto das variáveis que as influenciam no tempo de permanência no desemprego.

Sendo assim, as probabilidades de transição entre estados que os modelos teóricos de procura de emprego permitem especificar, dependem dos factores que determinam o nível do salário de reserva (parâmetros caracterizadores do ambiente económico e características pessoais - distribuição dos salários oferecidos, custos de procura, etc), mas também dos factores que influenciam a probabilidade de receber uma oferta salarial efectiva (condições do mercado de trabalho e intensidade de procura individual, por exemplo).

Neste capítulo vamos testar as previsões dos modelos teóricos apresentados na primeira parte deste trabalho, fundamentalmente do modelo elementar de procura sequencial em situação de desemprego e do modelo com restrições quantitativas, através da utilização de uma amostra de jovens à procura do primeiro emprego.

Serão efectuados essencialmente três tipos de testes relativos à probabilidade instantânea de transição para o primeiro emprego.

O primeiro teste diz respeito à influência das variáveis representativas do ambiente económico e das características individuais sobre a probabilidade instantânea de saída do desemprego, na medida em que estas afectam a frequência das ofertas salariais feitas a um trabalhador. Os modelos teóricos não permitem deduzir directamente o sentido da variação da probabilidade de transição resultante de uma variação na taxa de chegada das ofertas salariais por unidade de tempo. Todavia, sob certas condições relativas à forma da distribuição de equilíbrio das ofertas salariais, eles prevêm que a primeira é uma função crescente da segunda, ou seja,  $dh(t|X)/dq(t) > 0$ .

Um outro teste a realizar é sobre o efeito de determinadas variáveis individuais, como a situação matrimonial e origem social, que supostamente influenciam o montante dos custos de procura. De acordo com os modelos teóricos estacionários de procura sequencial, uma baixa nos custos de procura levará a um aumento do salário de reserva que por sua vez fará com que a probabilidade instantânea de saída do estado de desemprego diminua. Encontramos aqui, no fundo, a hipótese de que os ricos procuram emprego durante mais tempo.

A origem social, para além de poder influenciar os custos de procura, é também uma variável susceptível de influenciar a probabilidade de receber uma oferta de emprego. É portanto interessante verificar o sentido do seu efeito sobre a probabilidade instantânea de transição. Se houver um efeito

positivo na probabilidade de saída do desemprego logo que a origem social seja mais elevada, será mais provável que a variável influencie a taxa de chegada de ofertas salariais do que os custos de procura. Se, pelo contrário, tal efeito for negativo, então a origem social tem sobretudo influência sobre os custos de procura.

Analisar-se-á igualmente a evolução do salário de reserva ao longo do período de desemprego que, segundo o modelo elementar de procura sequencial em situação de desemprego, permanece constante ao longo do tempo. Contudo, os modelos teóricos que consideram o horizonte de procura finito ou que os recursos financeiros são limitados (por exemplo em função das regras de distribuição do subsídio de desemprego), prevêm que o salário de reserva seja decrescente.

Sendo o salário de reserva decrescente, isso implica um aumento da probabilidade de saída instantânea do estado de desemprego ao longo do tempo. Logo, nos modelos econométricos de sobrevivência este é, no fundo, um teste à existência ou não de uma dependência positiva do risco em relação à duração do período de desemprego, ou seja,  $\frac{dh(t|X)}{dt} > 0$ .

Então, os factores chave a examinar incluem características pessoais, condição do mercado de trabalho e dependência em relação à duração do desemprego. Como tal, a forma funcional para a função de risco, de acordo com a análise de sobrevivência, é especificada como uma função de duas

componentes: uma forma funcional para a dependência em relação à duração da taxa de risco e uma forma funcional que mede como a taxa de risco, num dado momento, difere entre os indivíduos por causa das suas características pessoais. Neste sentido, vamos considerar o modelo mais utilizado neste tipo de análise, o modelo com taxas instantâneas de saída do desemprego proporcionais, e para testar a existência ou não de dependência em relação à duração vamos assumir duas distribuições: a Weibull e a logística.

#### 4.3.2. ESTIMAÇÃO E ANÁLISE DAS PROBABILIDADES INSTANTÂNIAS DE SAÍDA DO DESEMPREGO

No nosso estudo sobre a procura do primeiro emprego analisamos, como já salientámos, um só período de desemprego e apenas um só tipo de transição (desemprego para o emprego). Para isso vamos considerar a especificação mais largamente utilizada, que é o modelo com taxas de saída do estado de desemprego proporcionais. Como já vimos, este modelo admite a seguinte formulação para a função de risco:

$$h(t|X) = \Phi(X, \beta) h_0(t, \alpha)$$

em que  $X$  contem todas as variáveis que podem afectar a transição para o estado de emprego.

De acordo com a maioria dos autores, vamos admitir que:

$$\Phi(X, \beta) = \exp(X' \beta).$$

No sentido de podermos testar a possibilidade da existência de dependência em relação à duração do período de desemprego, começamos por assumir que o tempo de desemprego segue uma distribuição Weibull. A função de risco fica então:

$$h(t|X) = \exp(X' \beta) \alpha t^{\alpha-1}$$

Nem todos os jovens são de forma semelhante afectados pelas dificuldades de inserção laboral e é legítimo admitir que variáveis diversas , como a idade média, o sexo, o estado civil, o grau de instrução, a taxa de desemprego local e o número de pessoas do agregado familiar, possam justificar essas diferenças. As características das variáveis utilizadas são as mesmas que referimos aquando da tentativa de estimação das funções dos salários oferecidos e do salário de reserva.

Destas variáveis, as que podem influenciar a probabilidade de receber uma oferta salarial são as condições do mercado de trabalho, aqui representadas pela taxa de desemprego, a idade, o nível de instrução e o sexo. Por sua vez, as variáveis que podem exclusivamente afectar os custos de procura são o estado civil e o número de pessoas do agregado familiar. Esta última pode fornecer também uma indicação, ainda que discutível, da origem social do jovem e daí também poder influenciar a taxa de chegada das ofertas salariais.

Observando os resultados expostos no quadro nº 9<sup>1</sup> , verificamos que o facto do jovem ser casado, o que implica em teoria um aumento de custos de procura, tem um efeito negativo na probabilidade de saída do desemprego, não sendo, contudo, a variável significativa. A propósito desta variável, há a realçar que, se tivermos em conta a idade dos indivíduos da amostra e o facto de que a maioria deles são

---

1. Nas estimativas obtidas através do programa RATS, optou-se por usar o algoritmo de maximização de Berndt, Hall, Hall e Hausman (BHHH).



solteiros, teremos que pôr em causa a sua relevância, para o estudo efectuado.

QUADRO Nº 9 FUNÇÃO DE RISCO - Modelo com taxas de saída do desemprego proporcionais

VARIÁVEIS	DISTRIBUIÇÃO WEIBULL	DISTRIBUIÇÃO LOGÍSTICA
CONSTANTE	-1.621410 (0.3062231)	-1.665258 (0.4567786)
IDADE	-0.1033161 (0.1496879E-01)	-0.1345163 (0.2374388E-01)
SEXO	0.4847104 (0.9118550E-01)	0.7680945 (0.1383011)
ESTADO CIVIL	-0.2408810 (0.1737376)	-0.3620347 (0.2642195)
G. INSTRUÇÃO	0.2748630 (0.2594306E-01)	0.3756018 (0.4301226E-01)
DESEMPREGO	-0.1452768E-01 (0.1242014E-01)	-0.1357730E-01 (0.2051817E-01)
NPUF	-0.7153259E-01 (0.2682841E-01)	-0.1234014 (0.3615363E-01)
ALFA	0.8412780 (0.4680418E-01)	1.217222 (0.6925238E-01)
LOG. VEROS. N	-1616.0095 799	-1580.9236 799
TESTE DE WALD*	$\chi^2(7) = 480.5920$ NÍVEL SIG. $\approx 0$	$\chi^2(7) = 389.8864$ NÍVEL SIG. $\approx 0$
TESTE DE WALD (ALFA = 1)	$\chi^2(1) = 11.50019$ NÍVEL SIG.=0.0006959	$\chi^2(1) = 9.838696$ NÍVEL SIG.= 0.0017088

NOTA: Os desvios padrões encontram-se entre parênteses

\* testa a hipótese de que todos os parâmetros, à excepção do termo constante, são iguais a zero.

Em relação ao número de pessoas da unidade familiar, este é significativo para a explicação da probabilidade instantânea de transição para o primeiro emprego e concluímos que quanto maior for a sua dimensão menor a probabilidade de emprego. Entendendo que este regressor pode servir como "proxy" para a origem social, tal resultado, à luz das previsões dos modelos



elementares de procura de emprego, significa que esta variável influencia sobretudo a probabilidade de receber uma oferta salarial e não os custos de procura.

Entretanto, a taxa de desemprego local parece ter um efeito negativo, mas não significativo, na probabilidade de emprego. Este resultado está de acordo com as conclusões a que tínhamos chegado anteriormente quando se estimou os parâmetros estruturais do modelo elementar de procura de emprego, reforçando a ideia de que os jovens portugueses não consideram como seu mercado de trabalho apenas a sua região de residência.

Das variáveis representativas das características individuais que podem determinar a probabilidade de receber uma oferta salarial, é sobretudo significativo o nível de escolaridade. Por seu lado, o sexo do jovem à procura de emprego também se mostra importante neste aspecto sendo, como seria de esperar, a probabilidade de saída do emprego maior para o sexo masculino.

Interessante é também verificar que a característica pessoal que pode baixar a probabilidade de saída do desemprego, é a variável idade. Este efeito negativo pode ser causado por uma certa discriminação por parte dos empregadores em relação aos trabalhadores mais velhos, que nesta faixa etária não tem muita justificação. Mas, a importância da variável idade pode estar relacionada com a opção pela utilização da idade média

em detrimento da idade no início do período de procura de emprego. Como já se salientou neste trabalho, esta opção provoca uma dependência entre a duração do desemprego e a idade média.

No sentido de verificar esta hipótese, estimou-se igualmente o modelo com a idade do jovem no início do período de procura de emprego. Observando os resultados em anexo, concluímos que a variável idade, embora mantendo o mesmo sinal, é agora não significativa para a determinação da probabilidade de emprego. Todas as outras variáveis explicativas, à excepção do estado civil, mantêm a sua importância relativa.

Os resultados são assim sensíveis ao tratamento desta variável explicativa. Este exemplo mostra que o tratamento das variáveis explicativas dependentes do tempo permanece um dos maiores problemas na estimação dos modelos paramétricos de sobrevivência.

O terceiro teste que pretendíamos efectuar era no sentido de verificar se existe ou não dependência positiva em relação à duração do desemprego. Na estimação efectuada torna-se evidente a existência de dependência negativa. Isto quer dizer que quanto maior for o período de desemprego, mais difícil se torna para um jovem encontrar o seu primeiro emprego.

Este facto entra em contradição com as previsões dos modelos

teóricos apresentados no primeiro capítulo segundo as quais, ou o salário de reserva é constante ao longo do tempo ou é uma função decrescente da duração do desemprego, situação em que a probabilidade de que um emprego não atractivo seja aceite aumenta com a duração do desemprego.

Contudo, se os empregadores usam o período de desemprego como um instrumento de escolha (como sinal de potencial produtividade por exemplo), isso pode fazer decrescer a taxa de chegada de ofertas de emprego à medida que o tempo de desemprego aumenta. Este é o chamado efeito de selecção negativo dos empregadores e pode ser a razão pela qual existe dependência negativa em relação à duração do desemprego. Outra razão pode ser o facto dos jovens com longos períodos de desemprego ficarem cada vez mais desencorajados.

Ao longo deste trabalho já fizemos referência ao facto das estimativas serem sensíveis à distribuição assumida para os tempos de desemprego. Desta forma, entendeu-se examinar essa sensibilidade realizando uma outra estimativa considerando a distribuição log-logística. A função de risco é neste caso:

$$h(t|X) = \alpha t^{\alpha-1} \exp(X'\beta) [1 + t^\alpha \exp(X'\beta)]^{-1}$$

Esta última é decrescente se  $0 < \alpha \leq 1$  e se  $\alpha > 1$  aumenta até atingir um máximo, para depois decrescer até zero.

Analisando os parâmetros estimados no Quadro nº 9, concluímos

que, dividindo por ALFA, as estimativas das variáveis significativas não são muito diferentes, mantendo-se as mesmas conclusões em relação à importância das variáveis para a probabilidade de transição. O parâmetro ALFA aparece contudo significativamente maior do que um, sugerindo que existe um período de dependência positiva seguido de um período de dependência negativa. De qualquer forma parece rejeitada a hipótese de existência, ao longo de todo o período de desemprego, de um decréscimo do salário de reserva e logo de um aumento da probabilidade de transição para o desemprego à medida que o tempo passa.

Uma vez estimado o modelo, tem interesse determinar a duração média esperada do desemprego por parte dos jovens e as suas probabilidades médias de saída do desemprego.

A duração média esperada do desemprego obtem-se por integração da função de sobrevivência. Para o caso da distribuição weibull a função de sobrevivência é igual a:

$$S(t) = \exp [ -\exp(X'\beta)t^\alpha ]$$

que integrando dá:

$$E(T) = \Gamma(1/\alpha + 1) \exp \left[ \frac{-(X'\beta)}{\alpha} \right]$$

Com base nas estimativas expressas no quadro nº 9 e nos valores médios dos regressores, calculou-se que a duração

média esperada do período de desemprego, para um jovem à procura do primeiro emprego em Portugal é cerca de 16 meses, que é superior à duração média amostral que se situa entre os 7 e os 12 meses.

Esta é, como é evidente, diferente consoante o sexo do jovem e, se considerarmos os jovens solteiros, o sexo masculino tem como duração média esperada 12 meses e o sexo feminino 22 meses.

Por sua vez, tendo igualmente em conta os valores médios amostrais, um jovem solteiro do sexo masculino com um tempo médio de procura de emprego igual a 1,5 meses terá uma probabilidade de saída do desemprego de 11.1%, considerando a distribuição weibull. A probabilidade de saída do desemprego para o mesmo jovem com um tempo médio de desemprego de um ano, descerá para 8.0%. Enquanto isso, para uma jovem com as mesmas características, as probabilidades de emprego serão respectivamente de 6.8% e 4.9%.

QUADRO N° 10 PROBABILIDADES DE EMPREGO DE JOVENS SOLTEIROS

DURAÇÃO DA PROCURA (meses)	DISTRIBUIÇÃO WEIBULL		DISTRIBUIÇÃO LOGLOGISTICA	
	SEXO		SEXO	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
1.5	11.1 %	6.8 %	14.9 %	7.7 %
12	8.0 %	4.9 %	7.5 %	5.8 %

FONTE: Os cálculos foram efectuados com base nas estimativas apresentadas no quadro n° 9 e nos valores médios amostrais para as variáveis explicativas.

No caso da distribuição log-logística, as probabilidades de saída de desemprego para os mesmos tempos de procura, são geralmente superiores (embora não muito). Uma questão importante, quando se opta por este tipo de distribuição, é saber qual o tempo de desemprego a partir do qual a dependência em relação à duração se torna positiva.

Fazendo a análise das probabilidades de saída do desemprego, concluímos que existe apenas dependência negativa em relação à duração para tempos de procura de emprego muito baixos, nomeadamente inferiores a 1,5 meses. Neste contexto, tendo em atenção que 37% dos entrevistados encontraram emprego após um período de procura entre zero e 3 meses, o facto do parâmetro ALFA ser significativamente maior do que um, pode ser influenciado pelas permissas por nós estabelecidas para o cálculo do tempo de procura de emprego. Recorde-se que se assumiu que a procura de emprego apenas começava após o fim dos estudos, o que pode evidentemente não ser correcto para alguns jovens.

Temos ainda que considerar a hipótese de que as nossas estimativas dos parâmetros, possam estar enviesadas por causa da omissão de outros regressores relevantes não observáveis. Em particular, os valores de ALFA ( $\alpha$ ) podem ser simplesmente o resultado de variáveis não mensuráveis, que influenciam a probabilidade de transição do desemprego para o emprego, mas que não foram incluídas no modelo. Se estas variáveis estão correlacionadas ao longo do tempo e não são devidamente

controladas, o desemprego pode parecer um determinante do futuro desemprego, ou seja temos um problema de heterogeneidade não controlada.

No nosso caso, sabendo que existem entre os jovens diferenças em termos de atitudes por exemplo, trata-se de saber se essas diferenças têm ou não um efeito aparente na sua experiência do mercado de trabalho. Nomeadamente, defende-se frequentemente que os jovens do sexo masculino não terão as mesmas atitudes que os jovens do sexo feminino, escolhendo por exemplo tipos diferentes de empregos.

Para analisar esta hipótese, e no sentido de ter um conjunto de inquiridos o mais homogénio possível, dividiu-se a amostra inicial em duas subamostras, uma para jovens do sexo feminino e outra para os do sexo masculino.

Apresentam-se no quadro nº 11, as estimativas efectuadas relativas ao sexo masculino, para o mesmo tipo de modelo. Concluimos que, no essencial, os resultados são semelhantes, sendo inclusivé o valor de  $\alpha$  muito idêntico ao anterior, quer no caso da distribuição Weibull quer no caso da distribuição Log-logística, conseguindo-se para um nível de significância de 3%, rejeitar a hipótese da existência de um salário de reserva decrescente ou constante ao longo de todo o período em análise.<sup>1</sup>

---

1. Em relação ao sexo feminino, cujos resultados podem ser observados em anexo, as conclusões não são muito diferentes.



QUADRO N°11 FUNÇÃO DE RISCO - Jovens do sexo Masculino

VARIÁVEIS	DISTRIBUIÇÃO WEIBULL	DISTRIBUIÇÃO LOGÍSTICA
CONSTANTE	-0.8709661 (0.5020176)	0.1447750 (0.7346227)
IDADE	-0.1206172 (0.2532092E-01)	-0.1883941 (0.4096703E-01)
ESTADO CIVIL	0.5726983 (0.5916496)	1.363159 (0.8283053)
G. INSTRUÇÃO	0.2909163 (0.4140704E-01)	0.3905636 (0.7651463E-01)
DESEMPREGO	0.2456296E-02 (0.1795684E-01)	-0.8945652E-02 (0.2965607E-01)
NPUF	-0.9874097E-01 (0.3981265E-01)	-0.1822994 (0.5227275E-01)
ALFA	0.8282921 (0.7602346E-01)	1.263649 (0.1076444)
LOG. VEROS. N	-723.05316 338	-701.40638 338
TESTE DE WALD*	$\chi^2(6) = 188.3683$ NIVEL SIG. $\approx 0$	$\chi^2(6) = 176.3697$ NIVEL SIG. $\approx 0$
TESTE DE WALD (ALFA = 1)	$\chi^2(1) = 5.101355$ NIVEL SIG.=0.0239072	$\chi^2(1) = 5.998850$ NIVEL SIG. = 0.0143152

NOTA: Os desvios padrões encontram-se entre parênteses

\* testa a hipótese de que todos os parâmetros, à exceção do termo constante, são iguais a zero.

Também a estimação do modelo utilizando a idade no início do período de procura de emprego, tem efeitos parecidos com os anteriores. Como se pode verificar em anexo, a variável idade deixa de ser significativa. Os outros regressores mantém a mesma importância.

Uma outra forma de testar a validade destas conclusões será fazer uma estimação de um modelo não paramétrico ou semiparamétrico, em que não se colocam quaisquer hipóteses sobre as distribuições assumidas quer para os tempos de



desemprego quer para a heterogeneidade. Tais modelos não nos permitem verificar se existe ou não dependência em relação à duração do desemprego, no entanto, podemos ver se os parâmetros das variáveis explicativas e sua importância vêm ou não muito diferentes, utilizando por exemplo o modelo de Cox.

Efectuaram-se estimativas deste modelo<sup>1</sup>, quer utilizando a idade média do período de desemprego, que podemos ver no quadro nº12, quer a idade no início desse período, apresentadas em anexo.

Os resultados permitem-nos afirmar que, embora os valores dos coeficientes, neste modelo, sejam sensivelmente menores do que os valores correspondentes dos modelos paramétricos<sup>2</sup>, a importância relativa das variáveis é muito semelhante. Temos assim mais um motivo para acreditar na validade das nossas conclusões.

Além disso, apesar de contrários às previsões dos modelos teóricos de procura de emprego, estes resultados estão em consonância com as conclusões a que chegaram muitos autores que aplicaram esta metodologia a jovens de outros países.<sup>3</sup>

---

1. Estas foram o resultado da utilização do programa LIMDEP, que para este modelo considera como método de maximização o algoritmo de Newton.

2. São nomeadamente cerca de metade dos valores assumidos pelos parâmetros na distribuição log-logística.

3. Vejam-se por exemplo LYNCH [1985,1989] e FOUGÈRE [1986].

QUADRO N°12 FUNÇÃO DE RISCO - MODELO de COX

VARIÁVEIS	COEFICIENTE	DESVIO - PADRÃO
IDADE	-0.861770E-01	0.180921E-01
SEXO	0.393145	0.980245E-01
ESTADO CIVIL	-0.144894	0.202203
G. INSTRUÇÃO	0.182659	0.283356E-01
DESEMPREGO	-0.157153E-01	0.144675E-01
NPUF	-0.500984E-01	0.265333E-01
LOG. VEROS. N	-2815.0 799	
TESTE DE WALD*	QUI-QUADRADO (6) = 68.9066 NIVEL SIG. ≈ 0.0	

NOTA:(\*) Testa a hipótese de que todos os parâmetros, à exceção do termo constante, são iguais a zero.

A este propósito é de notar que Lynch [1985] salienta que Flinn e Heckman concluíram num seu estudo em 1982 sobre os jovens americanos que, enquanto a heterogeneidade não observada tem um efeito importante para explicar a transição do emprego para o desemprego, não tem efeito sobre a probabilidade de emprego.

No sentido de testar a existência de heterogeneidade, poderiam igualmente ser usados os métodos referenciados para tomar em conta, de uma forma paramétrica, o problema da heterogeneidade. Como já se salientou, a sua utilização não é pacífica e logo não absolutamente conclusiva na medida em que tais métodos envolvem a imposição de hipóteses adicionais, algo arbitrárias, acerca da distribuição das variáveis omissas. Dados estes condicionalismos e embora fosse interessante, tal abordagem não foi efectuada podendo, contudo, ser utilizada em estudos posteriores.

## V. CONCLUSÕES

Para além de considerar a informação imperfeita no centro da sua análise do funcionamento do mercado de trabalho, a teoria do "search" tem, em nossa opinião, dois méritos principais: o de explicar, de maneira formal, os comportamentos óptimos individuais, e o de suscitar trabalhos econométricos originais.

Os modelos parciais de procura de emprego permitem, em primeiro lugar, definir uma regra óptima para um trabalhador em desemprego aceitar um emprego. Esta regra é caracterizada por um salário de reserva, em que o seu nível depende dos parâmetros da distribuição das ofertas salariais a que os trabalhadores têm acesso, que geralmente se supõe conhecida, e dos custos de procura de emprego.

Analisaram-se, neste trabalho, as formalizações elementares destes modelos, tendo-se depois apresentado a estratégia óptima de procura de emprego, para um trabalhador no desemprego, em situações mais realistas. Nomeadamente, considerou-se, entre outros, o caso em que o horizonte de procura não é infinito, a distribuição dos salários não é perfeitamente conhecida no início da procura de emprego e quando o trabalhador não tem absoluta certeza de receber exactamente uma oferta de emprego efectiva, durante o período elementar de procura.

O modelo mais simples prevê, que num ambiente estável, o salário de reserva permanece constante ao longo do tempo de permanência no desemprego. Esta previsão é contrariada pelas formulações alternativas referenciadas.

Nas duas primeiras situações o salário de reserva pode decrescer ao longo do período de desemprego. Na última, ele varia com a probabilidade instantânea de receber uma oferta salarial (ou de emprego) estando, neste caso, a procura limitada pela quantidade de ofertas de emprego disponíveis.

Os modelos teóricos conduzem a procedimentos econométricos particulares, que se apoiam sobre dados individuais longitudinais.

No âmbito desta dissertação, fizemos uma análise quer dos modelos econométricos estruturais quer da chamada abordagem pela forma reduzida (ou análise econométrica de sobrevivência).

Os primeiros permitiram-nos estimar os parâmetros estruturais do modelo elementar de procura de emprego, ou seja, obtiveram-se os coeficientes para a função das ofertas salariais e para a função do salário de reserva, para jovens à procura do primeiro emprego em Portugal.

Existem evidências de que as variáveis que afectam mais os níveis dos salários esperados e dos salários de reserva, são o

sexo do jovem e o seu grau de instrução. Por outro lado, as condições do mercado de trabalho local (representadas pela taxa de desemprego por regiões) não se mostraram relevantes para explicar quer as diferenças entre as ofertas de salários quer entre os salários de reserva individuais.

No segundo tipo de procedimentos estimaram-se os efeitos das diversas variáveis sobre as probabilidades de transição do desemprego para o primeiro emprego, e teve-se assim a possibilidade de testar as previsões dos modelos teóricos.

Nesta última abordagem, tivemos a oportunidade de estudar as causas das diferenças entre os tempos de permanência no desemprego. Este tem sido um dos principais focos de interesse dos modelos de procura empíricos recentes, facto justificado pela existência de situações de enorme desigualdade entre as experiências de desemprego individuais, na esmagadora maioria dos países.

As conclusões obtidas não contradizem as verificadas na abordagem estrutural. Concluiu-se que variáveis como o sexo, o grau de instrução ou o número de pessoas do agregado familiar influenciam significativamente a duração do desemprego, quer porque afectam a probabilidade de receber uma oferta salarial quer porque podem determinar o nível de salário de reserva.

Os resultados das estimações nem sempre se mostraram

compatíveis com as previsões dos modelos teóricos. Em particular, as previsões relativas à evolução do salário de reserva ao longo da duração do desemprego, não puderam ser validados pelas estimações efectuadas. Contudo, este facto está de acordo com as conclusões de estudos semelhantes efectuados por diversos autores, com jovens de outros países.

Na verdade, podemos encontrar uma justificação para estes resultados na amostra utilizada, uma vez que trabalhámos com jovens que se encontram pela primeira vez no mercado de trabalho. Como anteriormente se salientou, o desemprego jovem tem características próprias, não só em relação ao comportamento da juventude como também às atitudes dos empregadores. Nomeadamente, estes últimos podem utilizar o tempo de desemprego como variável de escolha para a selecção dos candidatos ao emprego e, neste caso, haverá uma razão para a não existência do progressivo decréscimo do salário de reserva.

Saliente-se, entretanto, que existem ainda algumas insuficiências relativamente aos procedimentos de estimação até agora desenvolvidos na literatura especializada. Estas têm a ver com a especificação das funções de risco e o tratamento econométrico dos regressores que variam com o tempo e das variáveis omissas (isto é do problema da heterogeneidade).

Em relação a este último problema, têm sido frequentemente

usados métodos estatísticos para considerar a heterogeneidade não observada, que não aplicámos neste trabalho. No entanto, tais métodos implicam a fixação a priori de hipóteses adicionais, basicamente arbitrárias, acerca da distribuição das variáveis não observadas e daí que a sua eficácia possa ser posta em causa.

A constatação destas limitações faz apelo ao prosseguimento da pesquisa econométrica sobre estes temas.

O trabalho empírico no âmbito dos modelos de procura de emprego não acompanha em variedade e dimensão a literatura teórica. As razões têm não só a ver com dificuldades na aplicação das técnicas econométricas normais aos modelos teóricos mais complexos mas, também, com a necessidade de dados adequados, que por vezes são difíceis de obter.

Quanto ao caso português, será de investir numa maior e melhor aquisição de informação, indispensável a uma análise mais profunda do mercado de trabalho.

Referimo-nos, mais concretamente, à disponibilidade de dados individuais longitudinais que nos dêem a possibilidade de aplicação dos modelos econométricos abordados neste trabalho, não só ao estudo mais pormenorizado do desemprego por parte dos jovens, como também, de outros segmentos do mercado de trabalho.



## BIBLIOGRAFIA

- ALBRECHT, James [1984]- "An Equilibrium Model of Search Unemployment" , Journal of Political Economy, vol.92,nº 5, pp. 824 - 840.
- AMEMIYA, T. [1973] -"Regression Analysis When the Dependente Variable is Truncated Normal" , Econometrica, 41, pp. 997-1016.
- AMEMIYA, T. [1984] -"Tobit Models: a Survey", Journal of Econometrics, 24, pp. 3-61.
- AMEMIYA, T. [1985] -"Instrumental Variable Estimator for the Nonlinear Errors-in-Variables Model", Journal of Econometrics, 28, pp. 273-289.
- AMEMIYA, T . [1985] -Advanced Econometrics, Basil Blackweel, Oxford.
- AXEL, B. [1974] -"Price Dispersion and Information - an Adaptative Sequential Search Model", Swedish Journal of Economics, 76 (1), pp. 77-98.
- BARATA, J. M. [1990] -Taxa de Atualização Associada aos Cenários Macroeconómicos do PEN 1990-2010, PLANO ENERGÉTICO NACIONAL- Documentos parte IV, MIE, Lisboa.
- BARRON, J. M. e MCCAFFERTY, S. [1977] - "Job Search, Labor Supply and Quit Decision: Theory and Evidence", American Economic Review, 67 (4), pp. 683-691.
- BENHABIB, J. e BULL, C. [1983] -" Job Search: the Choice of Intensity", Journal of Political Economy, 91 (5), pp. 747-764.
- BERG,G.J. Van Den [1990] -" Search Behaviour, Transitions to Non-Participation and the Duration of Unemployment", The Economic Journal, vol. 100, Setembro, pp. 842-865.



- BLAU, D. E ROBINSON, P. [1986] -"Job Search, Wage Offers and Unemployment Insurance", Journal of Public Economy, 29, Março, pp. 173-197.
- BLAU, D. E ROBINSON, P. [1990] -"Job Search Outcomes for Employed and Unemployed", Journal of Political Economy, vol. 98, n° 3, pp. 637-655.
- BURDETT, K. [1978] -"A Theory of Employee Search and Quit Rates", American Economic Review, 68 (1), Março, pp. 212-220.
- BURDETT, K. [1979] -"Search Leisure and Individual Labor supply", in LIPPMAN e McCALL (eds), Studies in the Economics of Search, North-Holland, Amsterdam, pp. 157-170.
- BURDETT, K. e JUDD, K. L. [1983] - "Equilibrium Price Dispersion", Econometrica, 51(4), pp. 955-969.
- BURDETT, K., KIEFER, N., MORTENSEN, D. e NEWMANN, G. [1984] -"Earnings, Unemployment and the Allocation of Time over Time", Review of Economic Studies, vol. 60, pp. 559 - 578.
- BURDETT, K. e MALUEG, D.A. [1981] -"The Theory of Search for Several Goods", Journal of Economic Theory, 24, pp. 362-376.
- BURDETT, K. e MORTENSEN, D.T. [1978] - "Labour Supply Under uncertainty", in R.G. Ehrenberg (ed.), Research in Labour Economics, Greenwich, Connecticut, JAI Press, vol. 2, pp 109 - 158.
- CHALKLEY, M. [1984] -"Adaptative Job Search and Null Offers: a Model of Quantity Constrained Search", Economic Journal, suplemento, vol. 94, pp. 148-157.
- CHESCHER, A. [1984] - "Testing for Neglected Heterogeneity", Econometrica, 52, pp. 865-872.
- CHESCHER, A. e LANCASTER, T. [1983] -"The Estimation of Models of Labor Market Behaviour", Review of Economic Studies, vol. L (4), pp. 609-624.

- COX , D. R. [1972] -"Regression Models and Life Tables", Journal of the Royal Statistical Society, série B, 34, pp. 187-220.
- COX, D. R. [1975] - "Partial Likelihood", Biometrika , 62 , pp. 269-276.
- COX, D.R. [1979] -"A Note on the Graphical Analysis of Survival Data", Biometrika, 66, n°1, pp. 188-190.
- DANFORTH, J. P. [1979] -"On the Role of Consumption and Decreasing Absolute Risk-Aversion in the Theory of Job Search", in LIPPMAN e McCALL (eds), Studies in the Economics of search, North-Holland, Amsterdam, pp. 109-131.
- EDIN, Per-Anders [1989] -"Unemployment Duration and Competing Risks: Evidence from Sweden", The Scandinavian Journal of Economics, vol. 91, n° 4, pp. 639-653.
- ELBERS, C. e RIDDER, G. [1982] -"True and Spurious Dependence: the Identifiability of the Proportional Hazard Model", Review of Economic Studies, vol. XLIX , pp. 403-409.
- EVENSON, R. E. e KESLEY, Y. (1976] -" A Stochastic Model of Applied Research", Journal of Political Economy, 84, pp. 265-281.
- FEINBERG [1977] - " Search in the Labor Market and the Duration of Unemployment: note", American Economic Review, 67, pp. 1011-1013.
- FELDSTEIN, M. e POTERBA, J. [1984] -" Unemployment Insurance and Reservation Wages", Journal of Public Economics, vol. 23, pp. 141 - 167.
- FLINN, C. e HECKMAN, J. [1982] - "New Methods for Analysing Structural Models of Labor Force Dynamics", Journal of Econometrics, vol. 18, pp. 115 - 168.
- FOUGÈRE, D. [1986] - La Recherche d'Emploi: Analyse Théorique et Étude Économétrique, Université des Sciences Sociales Toulouse I.

- GAL, LANDSBERGER e LEVYKSON [1981] - "A Compound Strategy for Search in the Labor Market", International Economic Review, 22 (3), pp. 597 - 608.
- GOLDBERG, M. E BORJAS, G. [1990] -"Job Search with Belated Information and Wage Signalling - a Comment", Journal of Economic Dynamics and Control, Fevereiro, 14, (1), pp. 187-192.
- GOURIEROUX, C. [1989] - Econometrie des Variables Qualitatives, Economica, 2<sup>a</sup> ed., Paris.
- GROOT, W. (1990 a] - " Heterogeneous Jobs and Re-Employment Probabilities" , Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol.52, n<sup>o</sup> 3, pp. 253 - 267.
- GROOT, W. [1990 b] - "The Effects of Benefits and Duration Dependence on Re-employment Probabilities", Economic Letters, vol. 32, pp. 371-376.
- HALL, J. LIPPMAN, S. e McCALL, J. [1979] -"Expected Utility Maximizing Job Search", in LIPPMAN e McCALL (eds), Studies in the Economics of Search, North-Holland, Amsterdam, pp. 133-155.
- HAM, J. e HSIAO, C. [1984] -" Two-Stage Estimation of Strutural Labor Supply Parameters Using Interval Data From the 1971 Canadian Census", Journal of Econometrics, 24, pp. 133-158.
- HARRIS, M. e WEISS, M. [1984] -"Job Matching With Finite Horizon and Risk Aversion", Journal of Political Economy, 92 (4), pp. 758-779.
- HAWSMAN, J [1980] - "The Effects of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation", Journal of Public Economics, vol. 14, pp 161 - 194.
- HECKMAN , J [1976] -"The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", Annals of Economic and Social Measurement, vol. 5, pp. 475-491.

- HECKMAN , J. [1979] - "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, vol. 47, pp. 153-161.
- HECKMAN, J. e BORJAS [1980] - "Does Unemployment Cause Future Unemployment ? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", Economica, vol. 47, pp 247-283.
- HECKMAN e MACURDY, T. [1986] - " Labor Econometrics", in Griliches e Intriligator (eds) , Handbook of Econometrics, vol 3, , North-Holland, Amsterdam , pp. 1916-1977.
- HECKMAN, J. e SEDLACEK, G. [1985] - "Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self Selection in the Labor Market", Journal of Political Economy, 93, Dezembro, pp. 1077-1125.
- HECKMAN e SINGER [1984 a] - " The Identifiability of the Proportional Hazard Model", Review of Economic Studies, vol.II, pp. 231-241.
- HECKMAN, J. e SINGER [1984 b] -"A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data", Econometrica, 52, pp. 271 - 320.
- HECKMAN e SINGER ,eds [1985] -Longitudinal Analysis of Labor Market Data, Cambridge University Press, New York.
- HECKMAN e SINGER [1986] -" Econometric Analysis of Longitudinal Data", in Griliches e Intriligator (eds), Handbook of Econometrics, vol 3, , North-Holland, Amsterdam, pp. 1840 - 1915.
- HEY,J. [1974] -" Price Adjustment in an Atomistic Market", Journal of Economic Theory, 8(4), pp. 483-499.
- HEY, J [1979] -Uncertainty in Microeconomics, Martin Robertson, Oxford.
- HICKS, J. [1932] - The Theory of Wages, Macmillan, London.

- HUTT, W [1939]- The Theory of Idle Resources, Jonathan Cape, London.
- JACOBSEN, M. [1989] -"Right Censoring and Martingale Methods for Failure Time Data", The Annals of Statistics, vol. 17, n°3, Setembro, pp. 1133-1156.
- JENSEN, P. e WESTERGARD-NIELSON [1987] -"A Search Model Applied to the Transition From Education to Work", Review of Economic Studies, 54, Julho, pp. 461-472.
- KAY, Richard [1979] -"Some Further Asymptotic Efficiency Calculations for Survival Data Regression Models", Biometrika, 66, n°1, pp. 91-96.
- KENNAN, J. [1985] -"The Duration of Contract Strikes in U.S. Manufacturing", Journal of Econometrics, 28, pp.5-28.
- KIEFER, N. [1984] -"A Simple Test for Heterogeneity in Exponential Models of Duration", Journal of Labor Economics, vol. 2, n° 4, pp. 539-549.
- KIEFER, N. [1985] - "Specification Diagnostics Based on Laguerre Alternatives for Econometric Models of Duration", Journal of Econometrics, Abril, 28(1), pp. 135 - 154.
- KIEFER, N. [1988] - "Economic Duration Data and Hazard Functions", Journal of economic literature, vol.26, pp. 646 - 679.
- KIEFER, N e NEWMANN, G. [1979 a] - " Estimation of Wage Offer Distributions and Reservation Wages" in S. Lippman e J. Maccall (eds), Studies in the Economics of Search, , North-Holland, Amsterdam, pp. 157-171.
- KIEFER, N. e NEWMANN, G. [1979 b] - "An Empirical Job Search Model With a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis", Journal of Political Economy, vol. 8, Fevereiro, pp 89 - 108.
- KIEFER, N. e NEWMANN, G. [1981] - " Individual Effects in a Nonlinear Model: Explicit Treatment of Heterogeneity in the Empirical Job Search Model", Econometrica, vol. 49, pp. 965 - 979.

- KIEFER, N. e NEWMANN, G. [1989] - Search models and labor economics, Cambridge University Press, New York.
- KOHN, M. e SHAVELL, S. [1974] - "The Theory of Search", Journal of Economic Theory, 9 (2), pp. 93-123.
- LANCASTER, T. [1979] - "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", Econometrica, vol. 47, pp. 939-956.
- LANCASTER, T. [1985 a] - "Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory", Journal of Econometrics, 28 (1), pp. 113-126.
- LANCASTER, T. [1985 b] - "Generalised Residuals and Heterogeneous Duration Models: with Applications to the Weibull Model", Journal of Econometrics, 28, pp. 155-169.
- LANCASTER, T. e CHESHER [1983] - "An Econometric Analysis of Reservation Wages", Econometrica, vol. 51, pp. 1661-1676.
- LEE, L. F. [1984] - "Maximum Likelihood Estimation and a Specification Test for Non-Normal Distributional Assumption for the Accelerated Failure Time Models", Journal of Econometrics, 24, pp. 159-179.
- LIPPMAN, S. e MCCALL, J. [1976 a] - "The Economics of Job Search: a Survey, part one", Economic Inquiry, pp. 155-189.
- LIPPMAN, S. e MCCALL, J. [1976 b] - "The Economics of Job Search: a Survey, part two", Economic Inquiry, pp. 347-368.
- LIPPMAN, S. e MCCALL, J. [1976 c] - "Job Search in a Dynamic Economy", Journal of Economic Theory, 12, pp. 365-390.
- LIPPMAN, S. e MCCALL, J. (eds) [1979] - Studies in the Economics of Search, North-Holland, Amsterdam.
- LUCAS, R. e PRESCOTT, E. [1974] - "Equilibrium Search and Unemployment", Journal of Economic theory, vol. 7, n°2, pp. 188 - 209.

- LYNCH, L. [1985] - "State Dependency in Youth Unemployment: a Lost Generation", Journal of Econometrics, vol. 28, pp. 71 - 84.
- LYNCH, L. [1989] - "The Youth Labour Market in the Eighties: Determinants of Re-employment Probabilities for Young Men and Women", Review of Economics and Statistics, vol.71, pp. 37-45.
- MADDALA, G.S. [1983] -Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, New York.
- MACCALL, Jonh [1965] - "The Economics of Information and Optimal Stopping Rules", Journal of Business, 38(3), pp. 300-317.
- MACCALL, Jonh [1970] - "Economics of Information and Job Search", Quarterly Journal of Economics , vol. 84, n° 1, pp 113 - 126.
- MACKENNA, J. [1985] - Uncertainty and the Labour Market: Recent Developments in the Job Search Theory, Wheatsheaf Books, Brighton.
- MACKENNA, J. [1987 a] - "Theories of Individual Search Behavior" in HEY, J. e LAMBERT, P. (eds) , Surveys in the Economics of Uncertainty , Basil Blackwell, New York, pp. 91 - 110.
- MACKENNA, J. [1987 b] - "Models of Search Market Equilibrium" in HEY, J. e LAMBERT, P. (eds), Surveys in the Economics of Uncertainty, Basil Blackwell , New York, pp. 110 - 124.
- MACMINN, R. D. [1980 a] -"Search and Market Equilibrium", Journal of Political Economy, 88 (2), pp. 308-327.
- MACMINN, R. D. [1980 b] - "Job Search and the Labor Dropout Problem Reconsidered", Quarteley Journal of Economics, 95, pp. 69-87.
- MAIN e SHELLY [1988] - "School Leavers and the Search for Employment", Oxord Economic Papers, vol. 40, pp. 487 - 504.



- MILLER [1984] - "Job Matching and Occupational Choice", Journal of Political Economy, 92, pp. 1086 - 1120.
- MOFFIT, R. [1985] - "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells", Journal of Econometrics, 28, pp. 85-101.
- MORGAN, P. B. [1983] - "Search and Optimal Sample Sizes", Review of Economic Studies, vol. L (4), pp. 659-675.
- MORGAN, P. B. [1985] - "Distributions of the Duration and Value of Job Search with Learning", Econometrica, 53 (5), pp. 1199-1232.
- MORGAN e MANNING [1985] - "Optimal Search", Econometrica, 53 (4), pp. 923-944.
- MORTENSEN, D. [1970] - "Job Search, the Duration of Unemployment and the Phillips Curve", American Economic Review, 60 (5), pp. 847 - 862.
- NACHMAN, D. C. [1975] - "Risk Aversion, Impatience and Optimal Timing Decisions", Journal of Economic Theory, 11, pp. 196-246.
- NARENDRANATHAN E NICKEEL [1985] - "Modelling the Process of Job Search", Journal of Econometrics, vol 28 , pp. 29 - 49.
- NICKELL, S. J. [1979 a] - "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", Economic Journal, 89, pp. 34 - 49.
- NICKELL, S. J. [1979 b] - " Estimating the Probability of Leaving Unemployment " , Econometrica , 47 , pp. 1249 - 1266.
- ONDRICH, J. [1985] - "The Initial Conditions Problem in Work History Data", The Review of Economics and Statistics, vol. 67, pp. 411 - 421.
- O'NEILL, Terence [1979] - "Distribution-Free Estimation of Cure Time", Biometrika, 66, n°1, pp. 184-187.



- PARSONS, D. [1973] -"Quit Rates Over Time: a Search and Information Approach", American Economic Review, vol. 63, n° 3, Julho, pp. 390-401.
- PARSONS , D. [1991] -"The Job Search Behavior of Employed Youth", The Review of Economics and Statistics, vol. LXXIII, n° 4, Novembro, pp. 597-604.
- PISSARIDES, C. A. [1976] - "Job search and Participation", Economica, vol. 43, pp. 33-49.
- PHELPS, E. [1967] -"Phillips Curve, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", Economica, 34, pp. 254 - 281.
- PHELPS, E. et alii [1970] -Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, Norton, New-York.
- PRENTICE, R. L. e GLOECKLER, L. A. [1978] -"Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data", Biometrics, 34, pp. 57-67.
- ROTSCHILD, M. [1973] -"Models of Market Organization with Imperfect Information: a Survey", Journal of Political Economy, 81 (6), pp. 1283-1308.
- ROTSCHILD, M. [1974]- " Searching for the Lowest Price when the Distribution of Prices is Unknown", Journal of Political Economy, 82(4), pp. 689-712.
- SALOP, S. C. [1973] -"Systematic Job Search and Unemployment"; Review of Economic Studies, 40(2), pp. 191-202.
- SHEFFRIN, S. M. E DYNARSKI, M. [1990] - "The Behavior of Unemployment Durations Over the Cycle", The Review of Economics and Statistics, Maio, 72(2), pp. 350-356.
- STEPHENSON, Stanley P., Jr. [1976] -" The Economics of Youth Job Search Behavior" , Review of Economic and Statistics, 58, n° 1, Fevereiro, pp. 104 - 111.
- STIGLER [1961] -"The Economics of Information", Journal of Political Economy, 69 (3), pp. 213-225.

- STIGLER [1962] - "Information in the Labor Market", Journal of Political Economy, 70 (5), pp. 94-105.
- STRUTHERS, C. e [1986] - "Misspecified Proporcional Hazard Models", Biometrika, Agosto, 73(2), pp. 363-369.
- TOBIN, James [1958] - "Estimation of Relationships for Limited Dependent variables", Econometrica, 26, pp. 24-36.
- TOBIN, James [1972] - "Inflation and Unemployment", American Economic Review, vol. 62, pp. 1-18.
- TSIATSIS, A. [1981] - "A Large-Sample Study of Cox's Regression Model", Annals of Statistics, 9, pp. 93-108.
- TUMA, N. B. e ROBINS [1980] - "A Dynamic Model of Employment Behavior: an Application to the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments", Econometrica, 48 (4), pp. 1031 - 1052.
- WEITZMAN, M. L. [1979] - "Optimal Search for the Best Alternative", Econometrica, 47, pp. 641-654.
- WILDE, L. L. [1977] - "Labor Market Equilibrium under Non-sequential Search", Journal of Economic Theory, 16(2), pp. 373-393.
- WHITE, Halbert [1982] - "Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models", Econometrica, vol. 50, pp. 1-25.
- WHIPPLE, D. [1973] - "A Generalized Theory of Job Search", Journal of Political Economy, 81, Setembro, pp. 1170-1188.
- WHRIGHT, R.D. [1983] - "Job Search and Cyclical Unemployment", Journal of Political Economy, 94 (1), pp. 38-55.
- WOLPIN [1984] - "An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality", Journal of Political Economy, 92, pp. 852 - 874.

- WOLPIN [1987] - " Estimating a Strutural Job Search Model: the Transition from School to Work", Econometrica, vol. 55, pp. 801 - 818.
- YOON, B.J. [1981] - " A Model for Unemployment Duration with Variable Search Intensity", Review of Economics and Statistics, vol. 63, pp. 599 - 609.
- VISCUSI, W. K.[1976] -"Job Hazards and Worker Quit Rates: an Analysis of Adaptative Worker Behavior", International Economic Review , 20 (2), pp. 29-58.
- ZUCKERMAN, D. [1983] -" Job Search: the Continous Case", Journal of Applied Probability, vol. 20 , n° 3 , pp. 637-648.
- ZUCKERMAN, D. [1984] -"On Preserving the Reservation Wage Property in a Continuous Job Search Model", Journal of Economic Theory, 34, pp. 175-179.

## ANEXO A

### CARACTERÍSTICAS DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

- 1 - idade em anos
- 2 - sexo (M = masculino, F = feminino)
- 3 - nível de escolaridade
- 4 - estado civil
- 5 - cor da pele
- 6 - cor dos olhos
- 7 - cor dos cabelos
- 8 - ocupação
- 9 - renda mensal
- 10 - tempo de trabalho
- 11 - número de filhos
- 12 - número de irmãos
- 13 - número de filhos
- 14 - número de irmãos
- 15 - número de filhos

Apresentam-se neste anexo de forma detalhada as características das variáveis utilizadas no âmbito deste trabalho, disponibilizadas pelo INE respeitantes ao Inquérito Permanente ao Emprego.

#### 1. ESTADO CIVIL e SEXO

Variáveis "dummy" tomando o valor zero ou um:

- . Estado civil = 1 , se o jovem é solteiro  
                  = 0 , se o jovem é casado
- . Sexo = 1 , se o jovem é do sexo masculino  
          = 0 , se o jovem é do sexo feminino

#### 2. IDADE e NÚMERO DE PESSOAS DA UNIDADE FAMILIAR

Variáveis numéricas fornecidas pelo INE.

#### 3. GRAU DE INSTRUÇÃO

Nesta variável foram usados os seguintes índices representativos do nível de escolaridade:

- 1 - não sabe ler
- 2 - sabe ler sem ter frequentado
- 3 - básico incompleto
- 4 - básico completo
- 5 - secundário geral incompleto
- 6 - secundário geral completo
- 7 - secundário complementar incompleto
- 8 - secundário complementar completo
- 9 - médio incompleto
- 10 - médio completo
- 11 - superior: licenciatura incompleta
- 12 - Superior: licenciatura completa
- 13 - Superior: mestrado incompleto
- 14 - superior: mestrado completo

#### 4. SALÁRIO LÍQUIDO MENSAL

Em relação ao salário líquido mensal, dispomos como informação do INE os índices representativos de intervalos salariais, a saber:

- 1 - 100.000 ou mais
- 2 - 85.000 a 99.999
- 3 - 80.000 a 84.999
- 4 - 70.000 a 79.999
- 5 - 65.000 a 69.999
- 6 - 60.000 a 64.999
- 7 - 55.000 a 59.999
- 8 - 50.000 a 54.999
- 9 - 45.000 a 49.999
- 10 - 35.000 a 44.999
- 11 - 34.000 a 34.999
- 12 - 28.000 a 33.999
- 13 - menos de 28.000

Nas estimações efectuadas usou-se o valor médio destes intervalos.

#### 5. TAXAS DE DESEMPREGO POR REGIÕES em 1988

NORTE	CENTRO	LISBOA e VALE DO TEJO	ALENTEJO	ALGARVE	AÇORES	MADEIRA
3.3	3.2	8.5	14.1	4.6	3.4	6.8

FONTE: DEPARTAMENTO CENTRAL DE PLANEAMENTO ( previsões  
relativas às regiões do Continente)  
INE - SERVIÇOS DAS REGIÕES AUTÓNOMAS DOS AÇORES E DA  
MADEIRA

#### 6. CONDIÇÃO PERANTE O TRABALHO

Variável "dummy" que toma o valor um quando o jovem está empregado e zero quando está desempregado.

#### 7. TEMPO DE PROCURA DE EMPREGO

Variável fundamental para a aplicação dos modelos econométricos de sobrevivência. Esta foi conseguida pela conjugação da informação relativa a diversas variáveis nomeadamente, o tempo de procura de emprego, o tempo de desemprego, o tempo de permanência no emprego actual, condição perante o trabalho (actual e há um ano atrás), idade em que terminou os estudos e idade actual.

Nas três primeiras variáveis dispomos de informação em termos de intervalos de variação, que a seguir apresentamos.

TEMPO DE PROCURA DE EMPREGO	TEMPO DE DESEMPREGO	TEMPO DE PERMANÊNCIA NO EMPREGO ACTUAL
0 a 3 meses	menos de um mês	menos de um mês
4 a 6 meses	1 a 3 meses	1 a 6 meses
7 a 12 meses	4 a 6 meses	7 a 12 meses
13 a 18 meses	7 a 12 meses	13 a 60 meses
19 a 24 meses	13 a 18 meses	5 a 10 anos
25 a 36 meses	19 a 24 meses	10 a 20 anos
37 meses e mais	37 a 48 meses	
ainda não começou	49 a 60 meses	
já terminou	60 meses ou mais	

Sempre que não se encontrava disponível informação em relação às variáveis tempo de procura de emprego ou tempo de desemprego, considerou-se, dado tratarem-se de jovens à procura do primeiro emprego, que a sua procura começava quando terminavam os estudos. Sendo assim a período de procura foi aproximado tendo em atenção a idade em que terminaram os estudos, a idade actual o tempo de permanência no emprego actual e a condição perante o trabalho um ano antes. Não se conseguiu, como é óbvio, um cálculo exacto mas conseguiu-se ter um intervalo de variação dessa procura, sendo tal informação suficiente para os nossos interesses.

Nas nossas estimações utilizamos, como representação do período de procura, o ponto médio do intervalo de variação tendo como tal a variável tempo de procura de emprego os seguintes valores distintos:

#### TEMPO DE PROCURA DE EMPREGO ( Valores médios)

1.5	meses
5.0	"
6.0	"
9.5	"
12.0	"
15.5	"
18.0	"
21.5	"
27.0	"
30.5	"
33.0	"
39.0	"
42.5	"

## REGRRESSÃO DAS VARIÁVEIS DEPENDENTES NAS REGRESSÕES EFECTUADAS

SEMP - soma de todos os custos da empresa

COSTA - custos unitários de produção

PRODUT - índice médio de produção de produtos da empresa

TRABALH - índice do número de pessoas de produção da empresa

RENTA - índice de rendimentos

### ANEXO B

RENTA - índice de rendimentos das empresas quando comparadas a  
trabalhar no mesmo sector (dados relativos a 1980/1981)

RENTA - índice de rendimentos das empresas

### REGRESSÕES EFECTUADAS

RENTA - índice de rendimentos das empresas

RENTA - índice de rendimentos das empresas e trabalho efectuado

RENTA - variável dependente e variável independente  
dados relativos a 1980/1981 e a 1981/1982  
dados relativos a 1982/1983 e a 1983/1984

RENTA - índice de rendimentos das empresas (valor médio)



## DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS USADAS NAS REGRESSÕES EFECTUADAS

- SEXO - sexo do jovem à procura de emprego
- CIVIL - estado civil do jovem
- IDADEM - idade média do período de procura de emprego
- IDADE2 - idade no início do período de procura de emprego
- NPUF - número de pessoas da unidade familiar
- ESCOL2 - grau de instrução dos jovens quando começaram a trabalhar ou actual (caso estejam desempregados)
- SALARIO - salário líquido mensal recebido
- REGIAO - taxa de desemprego por regiões
- STAT1 - condição perante o trabalho actualmente
- STAT2 - variável que toma o valor 1 quando o jovem conseguiu emprego após um tempo de procura entre 0 e 3 meses e o valor zero caso contrário
- TEMP2 - tempo de procura de emprego (valor médio)

RATS Version 3.11. 10/05/90

Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics

Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates

OPEN DATA DADOS2.PRN

ALLOCATE 1 799

DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$

STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

\*

\*\*\*\*\*  
\* ESTIMAÇÃO DA FUNÇÃO DAS OFERTAS SALARIAIS E DA FUNÇÃO DO SALARIO  
\* DE RESERVA

\*\*\*\*\*

\* PRIMEIRO PASSO : 1ª EQUAÇÃO DO EMPREGO

\*\*\*\*\*

\* MODELO PROBIT

\*\*\*\*\*

PRB STAT2

# CONSTANT IDADEM SEXO CIVIL ESCOL2 REGIAO NPUF

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 5

DEPENDENT VARIABLE	11	STAT2	
OBSERVATIONS	799	CASES CORRECT	531
LOG LIKELIHOOD	-478.56833	AVG. LIKELIHOOD	0.54938319

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
1	CONSTANT	0	0	-0.2304959	0.3343047	-0.6894785	0.4907241
2	IDADEM	9	0	-0.6166376E-01	0.1870101E-01	-3.297350	0.1019531E-02
3	SEXO	3	0	0.5222467	0.1001092	5.216770	0.2326672E-06
4	CIVIL	4	0	-0.2259961	0.2132765	-1.059639	0.2896319
5	ESCOL2	15	0	0.1999058	0.2905458E-01	6.880352	0.1213374E-10
6	REGIAO	7	0	-0.1113669E-01	0.1527022E-01	-0.7293080	0.4660289
7	NPUF	11	0	-0.5784865E-01	0.2706940E-01	-2.137050	0.3289968E-01

PRJ(MILLS=LAMBT)

SET LAMB = LAMBT(T)

PRJ PROB

\*

\* TESTES DE HIPÓTESES

\*

EXCLUDE

# 9 3 4 15 7 11

NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

Series IDADEM ( 9 )

Series SEXO ( 3 )

Series CIVIL ( 4 )

Series ESCOL2 ( 15 )

Series REGIAO ( 7 )

Series NPUF ( 11 )

CHI-SQUARE( 6 ) = 85.42901

SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

```

*
*
* : PRIMEIRA HIPOTESE :
*
* *****
* SEGUNDO PASSO : METODO MINIMOS QUADRADOS
* *****

```

```

SMPL 1 799
SET LSAL = LOG(SALARIO(T))
LINREG(SMPL=STAT2) LSAL / residuos
# CONSTANT IDADEM SEXO ESCOL2 REGIAO LAMB

```

```

DEPENDENT VARIABLE 22 LSAL
TOTAL OBSERVATIONS 799 SKIPPED/MISSING 592
USABLE OBSERVATIONS 207 DEGREES OF FREEDOM 201
R**2 0.41951433 RBAR**2 0.40507439
SSR 14.911058 SEE 0.27236807
DURBIN-WATSON 1.50686793
Q( 42)= 30.6262 SIGNIFICANCE LEVEL 0.90325140

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
1	CONSTANT	0	0	2.128346	0.3211106	6.628078	0.3061068E-09
2	IDADEM	9	0	0.2786038E-01	0.1370322E-01	2.033126	0.4335457E-01
3	SEXO	3	0	0.2518649	0.9745877E-01	2.584323	0.1046555E-01
4	ESCOL2	15	0	0.9249672E-01	0.3711254E-01	2.492331	0.1349906E-01
5	REGIAO	7	0	-0.3184274E-02	0.6419812E-02	-0.4960074	0.6204311
6	LAMB	17	0	0.2842292	0.2575046	1.103783	0.2710069

STANDARD ERROR CORRECTED FOR SELECTION 0.35401

SQUARED CORRELATION BETWEEN DISTURBANCE IN THIS EQUATION  
AND SELECTION CRITERION (RHO-SQUARED) 0.64295

```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES

```

```

* *****
*
EXCLUDE
# 9 3 15 7 17

```

NULL HYPOTHESIS  
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

Series IDADEM ( 9 )
Series SEXO ( 3 )
Series ESCOL2 ( 15 )
Series REGIAO ( 7 )
Series LAMB ( 17 )
F( 5 , 201) = 29.05236 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

```

```

=====
*
*          SEGUNDA HIPÓTESE
=====
* *****
* SEGUNDO PASSO: METODO M. G. GENERALIZADO
* *****
SML 1 799
set lambsq = lamb(t)**2
set problamb = lamb(t)*prob(t)
SET RESSQ = RESIDUOS(T)**2
SET PL = PROBLAMB(T) + LAMBSQ(T)
SET QPOND = ((0.35401)**2)*((1 - 0.80184163)**2) + 0.64295*(1 - PL(T))
SET POND = 1/QPOND(T)

```

```

LINREG(SML=STAT2,SPREAD=pond) LSAL
# CONSTANT IDADEM SEXO ESCOL2 REGIAD LAMB

```

```

DEPENDENT VARIABLE      22      LSAL
TOTAL OBSERVATIONS      799      SKIPPED/MISSING      592
USABLE OBSERVATIONS      207      DEGREES OF FREEDOM      201
R**2      0.83510107      RBAR**2      0.83099911
SSR      3.7039397      SEE      0.13574815
DURBIN-WATSON      1.52702061
Q( 42)=      29.6033      SIGNIFICANCE LEVEL      0.92504978

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
1	CONSTANT	0	0	2.010135	0.3594925	5.591589	0.7279766E-07
2	IDADEM	9	0	0.3709302E-01	0.1458983E-01	2.542388	0.1176317E-01
3	SEXO	3	0	0.2497058	0.1047532	2.383753	0.1806790E-01
4	ESCOL2	15	0	0.8837817E-01	0.3903140E-01	2.264284	0.2462404E-01
5	REGIAD	7	0	-0.4578281E-02	0.6746104E-02	-0.6786555	0.4981368
6	LAMB	17	0	0.2684694	0.2876686	0.9332591	0.3518059

```

*
* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
*
EXCLUDE
# 12 3 18 8 20

```

```

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO
Series      IDADEM      ( 9 )
Series      SEXO      ( 3 )
Series      ESCOL2      ( 15 )
Series      REGIAD      ( 7 )
Series      LAMB      ( 17 )
F( 5 , 201) = 33.45064      SIGNIFICANCE LEVEL 0.000000

```

```

* *****
* 29 EQUAÇÃO DO EMPREGO
* ===== PROBIT =====
* *****
*

```

```

PRJ FITTED
NLPAR(CVCRIT=0.0001,SUBITERATIONS=10000)
PRB(ITER=200) STAT2
# CONSTANT FITTED IDADEM CIVIL ESCOL2 REGIAO NPUF

```

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 5

```

DEPENDENT VARIABLE 11 STAT2
OBSERVATIONS 799 CASES CORRECT 532
LOG LIKELIHOOD -478.95300 AVG. LIKELIHOOD 0.54911875

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
1	CONSTANT	0	0	-7.788768	1.567015	-4.970450	0.8190327E-06
2	FITTED	27	0	3.351893	0.6518632	5.142019	0.3427955E-06
3	IDADEM	9	0	-0.2255709	0.3743313E-01	-6.025969	0.2573992E-08
4	CIVIL	4	0	-0.3980976	0.2085376	-1.908997	0.5662364E-01
5	ESCOL2	15	0	0.2622933E-01	0.3977782E-01	0.6593959	0.5098333
6	REGIAO	7	0	-0.2812167E-02	0.1528950E-01	-0.1839279	0.8541171
7	NPUF	11	0	-0.9577991E-01	0.2840922E-01	-3.371437	0.7840219E-03

```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
*

```

```

EXCLUDE
# 27 9 4 15 7 11

```

NULL HYPOTHESIS  
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

Series FITTED ( 27 )
Series IDADEM ( 9 )
Series CIVIL ( 4 )
Series ESCOL2 ( 15 )
Series REGIAO ( 7 )
Series NPUF ( 11 )

```

CHI-SQUARE( 6 ) = 85.31602 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

END

```

NORMAL COMPLETION OF JOB
HALT AT 0
0 ERRORS 0 WARNINGS

```

RATS Version 3.11. 10/05/90  
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics  
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates  
OPEN DATA DADOS2.PRN  
ALLOCATE 1 799  
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$  
STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

=====

\* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS

=====

\*\*\*\*\*

\* D I S T R I B U I Ç Ã O W E I B U L L

\*\*\*\*\*

=====

\* COM A IDADE MÈDIA

=====

NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 B6 ALFA  
FRML M = B0 + B1\*IDADEM(T) + B2\*SEXO(T) + B3\*CIVIL(T) + B4\*ESCOL2(T) \$  
+ B5\*REGIAO(T) + B6\*NPUF(T)  
FRML R = (ALFA-1)\*LOG(TEMP2(T))  
FRML AL = TEMP2(T)\*\*ALFA  
FRML LN = STAT1(T)\*LOG(ALFA) + STAT1(T)\*R(T) + STAT1(T)\*M(T) \$  
- AL(T)\*EXP(M(T))  
EVAL B0 = -1.524568 ; EVAL B1 = -0.1119077  
EVAL B2 = 0.4831441 ; EVAL B3 = -0.2493947 ; EVAL B4 = 0.2748325  
EVAL B5 = -0.014588 ; EVAL B6 = -0.071232  
EVAL ALFA = 0.84117

NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=500)  
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERERRORS) LN

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 22

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH  
TOTAL OBSERVATIONS 799 SKIPPED/MISSING 0  
USABLE OBSERVATIONS 799 DEGREES OF FREEDOM 791  
FINAL FUNCTION VALUE -1616.0095

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-1.621410	0.3062231	-5.294864	0.1544505E-06
2	B1	2	0	-0.1033161	0.1496879E-01	-6.902101	0.1051292E-10
3	B2	3	0	0.4847104	0.9118550E-01	5.315653	0.1383560E-06
4	B3	4	0	-0.2408810	0.1737376	-1.386464	0.1659958
5	B4	5	0	0.2748630	0.2594306E-01	10.59486	0.1283245E-23
6	B5	6	0	-0.1452768E-01	0.1242014E-01	-1.169687	0.2424792
7	B6	7	0	-0.7153259E-01	0.2682841E-01	-2.666300	0.7825719E-02
8	ALFA	8	0	0.8412780	0.4680418E-01	17.97442	0.0000000E+00

```

*
* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7 8

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO
Series      B1      (  2  )
Series      B2      (  3  )
Series      B3      (  4  )
Series      B4      (  5  )
Series      B5      (  6  )
Series      B6      (  7  )
Series      ALFA    (  8  )
CHI-SQUARE(  7 ) =  480.5920      SIGNIFICANCE LEVEL  0.0000000

```

```

TEST
# 8
# 1
CHI-SQUARE(  1 ) =  11.50019      SIGNIFICANCE LEVEL  0.0006959

```

END

```

NORMAL COMPLETION OF JOB
      HALT AT      0
      0 ERRORS      0 WARNINGS

```

```
RATS Version 3.11. 10/05/90
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates
OPEN DATA DADOS2.PRN
ALLOCATE 1 799
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 $
  STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2
*
=====
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAÍDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
* =====
*
* *****
* D I S T R I B U I Ç Ã O   L O G L O G í S T I C A
* *****
*
* =====
* COM IDADE MÉDIA
* =====
*
```

```
NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 B6 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDAGEM(T) + B2*SEXO(T) + B3*CIVIL(T) + B4*ESCOL2(T) $
  + B5*REGIAO(T) + B6*NPUF(T)
FRML H = ALFA*TEMP2(T)**(ALFA-1)
FRML G = (1 + (TEMP2(T)**ALFA)*EXP(M(T)))*(-1)
FRML H2 = H(T)*EXP(M(T))*G(T)
FRML LDENS = STAT1(T)*LOG(H2(T)) + LOG(G(T))
EVAL B0 = -1.661918 ; EVAL B1 = -0.134232
EVAL B2 = 0.76273 ; EVAL B3 = -0.3611722 ; EVAL B4 = 0.3745
EVAL B5 = -0.01361425 ; EVAL B6 = -0.1236706
EVAL ALFA = 1.2169
NLPAR(CRITERION=CDEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORES) LDENS
```

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 16

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH  
TOTAL OBSERVATIONS 799 SKIPPED/MISSING 0  
USABLE OBSERVATIONS 799 DEGREES OF FREEDOM 791  
FINAL FUNCTION VALUE -1580.9236

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
###	#####	###	###	#####	#####	#####	#####
1	B0	1	0	-1.665258	0.4567786	-3.645656	0.2841535E-03
2	B1	2	0	-0.1345163	0.2374388E-01	-5.665306	0.2055075E-07
3	B2	3	0	0.7680945	0.1383011	5.553786	0.3818956E-07
4	B3	4	0	-0.3620347	0.2642195	-1.370204	0.1710119
5	B4	5	0	0.3756018	0.4301226E-01	8.732435	0.1468244E-16
6	B5	6	0	-0.1357730E-01	0.2051817E-01	-0.6617206	0.5083430
7	B6	7	0	-0.1234014	0.3615363E-01	-3.413251	0.6745772E-03
8	ALFA	8	0	1.217222	0.6925238E-01	17.57661	0.0000000E+00



```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7 8

```

```

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

```

Series B1 ( 2 )
Series B2 ( 3 )
Series B3 ( 4 )
Series B4 ( 5 )
Series B5 ( 6 )
Series B6 ( 7 )
Series ALFA ( 8 )
CHI-SQUARE( 7 ) = 389.8864 SIGNIFICANCE LEVEL 0.000000

```

```

TEST
# 8
# 1
CHI-SQUARE( 1 ) = 9.838696 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0017088

```

```

END

```

```

NORMAL COMPLETION OF JOB
HALT AT 0
0 ERRORS 0 WARNINGS

```

```

RATS Version 3.11. 10/05/90
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates
OPEN DATA DADOS2.PRN
ALLOCATE 1 799
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 $
  STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2
*
*=====
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
*=====
*
* *****
*   D I S T R I B U I Ç Ã O   W E I B U L L
* *****
*
*=====
* COM A IDADE no início do período
*=====
*
NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 B6 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDADE2(T) + B2*SEXO(T) + B3*CIVIL(T) + B4*ESCOL2(T) $
  + B5*REGIAO(T) + B6*NPUF(T)
FRML R = (ALFA-1)*LOG(TEMP2(T))
FRML AL = TEMP2(T)**ALFA
FRML LN = STAT1(T)*LOG(ALFA) + STAT1(T)*R(T) + STAT1(T)*M(T) $
  - AL(T)*EXP(M(T))
EVAL B0 = -2.5568 ; EVAL B1 = -0.279077
EVAL B2 = 0.470006 ; EVAL B3 = -0.5686 ; EVAL B4 = 0.19521
EVAL B5 = -0.014588 ; EVAL B6 = -0.059232
EVAL ALFA = 0.82021
NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=500)
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LN

```

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 30

# NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH

```

TOTAL OBSERVATIONS      799      SKIPPED/MISSING      0
USABLE OBSERVATIONS      799      DEGREES OF FREEDOM      791
FINAL FUNCTION VALUE      -1633.5175

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-2.551580	0.2957368	-8.627876	0.3398775E-16
2	B1	2	0	-0.2738497E-01	0.1359222E-01	-2.014753	0.4426846E-01
3	B2	3	0	0.4704479	0.9130649E-01	5.152404	0.3250165E-06
4	B3	4	0	-0.5681149	0.1764822	-3.219106	0.1338361E-02
5	B4	5	0	0.1953124	0.2357343E-01	8.285276	0.5022159E-15
6	B5	6	0	-0.1419031E-01	0.1241061E-01	-1.143401	0.2532181
7	B6	7	0	-0.5866026E-01	0.2672797E-01	-2.194715	0.2847404E-01
8	ALFA	8	0	0.8202905	0.4536544E-01	18.08184	0.0000000E+00

```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7 8

```

```

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

```

Series B1 ( 2 )
Series B2 ( 3 )
Series B3 ( 4 )
Series B4 ( 5 )
Series B5 ( 6 )
Series B6 ( 7 )
Series ALFA ( 8 )
CHI-SQUARE( 7 ) = 463.9514 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

```

```

TEST
# 8
# 1
CHI-SQUARE( 1 ) = 15.69250 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000745

```

```

END
NORMAL COMPLETION OF JOB
HALT AT 0
0 ERRORS 0 WARNINGS

```

```

CONVERGENCE STOPPED BY ITERATION

```

```

ADDITIONAL INFORMATION - REPORTING DATA

```

```

TOTAL ITERATIONS 750 CONVERGENCE YES
LOCAL ITERATIONS 750 REPORTS OF PROGRESS 750
FINAL FUNCTION VALUE -1.00E+07

```

NO.	ITER	TS	LS	FUNCTION	GRADIENT	H-VALUE	STEP SIZE
1	20	1	2	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
2	40	2	4	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
3	60	3	6	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
4	80	4	8	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
5	100	5	10	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
6	120	6	12	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
7	140	7	14	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00
8	160	8	16	-1.00E+07	0.00E+00	-1.00E+07	1.00E+00

RATS Version 3.11. 10/05/90  
 Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics  
 Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates  
 OPEN DATA DADOS2.PRN  
 ALLOCATE 1 799  
 DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$  
 STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

\*  
 \*  
 \*=====

\* MODELO COM TAXAS DE SAÍDA INSTANTANEAS DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS

\*=====

\*  
 \*  
 \* \*\*\*\*\*

\* D I S T R I B U I Ç Ã O   L O G L O G Í S T I C A

\* \*\*\*\*\*

\*  
 \*  
 \*=====

\* COM IDADE no início do periodo

\*=====

\*  
 \*

NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 B6 ALFA  
 FRML M = B0 + B1\*IDADE2(T) + B2\*SEXO(T) + B3\*CIVIL(T) + B4\*ESCOL2(T) \$  
 + B5\*REGIAO(T) + B6\*NPUF(T)  
 FRML H = ALFA\*TEMP2(T)\*\*(ALFA-1)  
 FRML G = (1 + (TEMP2(T)\*\*ALFA)\*EXP(M(T)))\*(-1)  
 FRML H2 = H(T)\*EXP(M(T))\*G(T)  
 FRML LDENS = STAT1(T)\*LOG(H2(T)) + LOG(G(T))  
 EVAL B0 = -3.21918 ; EVAL B1 = -0.007982  
 EVAL B2 = 0.7392 ; EVAL B3 = -0.9929 ; EVAL B4 = 0.250928  
 EVAL B5 = -0.01547 ; EVAL B6 = -0.1076706  
 EVAL ALFA = 1.199331  
 NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)  
 MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERERRORS) LDENS

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION      16

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH

TOTAL OBSERVATIONS	799	SKIPPED/MISSING	0
USABLE OBSERVATIONS	799	DEGREES OF FREEDOM	791
FINAL FUNCTION VALUE	-1592.7297		

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-3.220025	0.4588606	-7.017436	0.4860927E-11
2	B1	2	0	-0.8046212E-02	0.2382482E-01	-0.3377240	0.7356608
3	B2	3	0	0.7397751	0.1380166	5.360044	0.1092443E-06
4	B3	4	0	-0.9927273	0.2583518	-3.842541	0.1315269E-03
5	B4	5	0	0.2504087	0.4217841E-01	5.936894	0.4345926E-08
6	B5	6	0	-0.1547900E-01	0.2051823E-01	-0.7544024	0.4508322
7	B6	7	0	-0.1059650	0.3612159E-01	-2.933565	0.3447788E-02
8	ALFA	8	0	1.199542	0.6785242E-01	17.67870	0.0000000E+00

```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7 8

```

# NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

Series B1 ( 2 )
Series B2 ( 3 )
Series B3 ( 4 )
Series B4 ( 5 )
Series B5 ( 6 )
Series B6 ( 7 )
Series ALFA ( 8 )

```

CHI-SQUARE( 7 ) = 382.5398 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

# TEST

# 8

# 1

CHI-SQUARE( 1 ) = 8.648481 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0032733

END

NORMAL COMPLETION OF JOB

HALT AT 0

0 ERRORS

0 WARNINGS

RATS Version 3.11. 10/05/90

Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics

Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates

OPEN DATA MASC2.PRN

ALLOCATE 1 338

DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$

STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

\*

\* =====  
\* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS  
\* =====

\*

\* \*\*\*\*\*

\* D I S T R I B U I Ç Ã O   W E I B U L L - H O M E N S

\* \*\*\*\*\*

\*

\* =====

\* com idade média

\* =====

NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA

FRML M = B0 + B1\*IDADEM(T) + B2\*CIVIL(T) + B3\*ESCOL2(T) \$

+ B4\*REGIAO(T) + B5\*NPUF(T)

FRML R = (ALFA-1)\*LOG(TEMP2(T))

FRML AL = TEMP2(T)\*\*ALFA

FRML LN = STAT1(T)\*LOG(ALFA) + STAT1(T)\*R(T) + STAT1(T)\*M(T) \$

- AL(T)\*EXP(M(T))

EVAL B0 = -1.006222 ; EVAL B1 = -0.1240316

EVAL B2 = 0.690 ; EVAL B3 = 0.2959288

EVAL B4 = -0.002742465 ; EVAL B5 = -0.09866649

EVAL ALFA = 0.8273917

NLPAR(CRITERION=CDEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1500)

MAXIMIZE(METHOD=BBHH,ITERATIONS=500,ROBUSTERRORS) LN

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION      21

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BBHH

TOTAL OBSERVATIONS      338      SKIPPED/MISSING      0

USABLE OBSERVATIONS      338      DEGREES OF FREEDOM      331

FINAL FUNCTION VALUE      -723.05316

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-0.8709661	0.5020176	-1.734932	0.8368377E-01
2	B1	2	0	-0.1206172	0.2532092E-01	-4.763537	0.2850909E-05
3	B2	3	0	0.5726983	0.5916496	0.9679687	0.3337667
4	B3	4	0	0.2909163	0.4140704E-01	7.025771	0.1218341E-10
5	B4	5	0	0.2456296E-02	0.1795684E-01	0.1367889	0.8912808
6	B5	6	0	-0.9874097E-01	0.3981265E-01	-2.480141	0.1362992E-01
7	ALFA	7	0	0.8282921	0.7602346E-01	10.89522	0.7929340E-23

```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7

```

# NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

Series B1 ( 2 )
Series B2 ( 3 )
Series B3 ( 4 )
Series B4 ( 5 )
Series B5 ( 6 )
Series ALFA ( 7 )

```

CHI-SQUARE( 6 ) = 188.3683 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

## TEST

```

# 7
# 1
CHI-SQUARE( 1 ) = 5.101355 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0239072

```

END

NORMAL COMPLETION OF JOB

HALT AT 0

0 ERRORS

0 WARNINGS

RATS Version 3.11. 10/05/90  
 Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics  
 Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates  
 OPEN DATA MASC2.PRN  
 ALLOCATE 1 338  
 DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$  
 STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

\*  
 \*  
 \* =====  
 \* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS  
 \* =====  
 \*

\* \*\*\*\*\*  
 \* D I S T R I B U I Ç Ã O L O G L O G í S T I C A = HOMENS  
 \* \*\*\*\*\*

\*  
 \* =====  
 \* com idade no inicio do periodo  
 \* =====

NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA  
 FRML M = B0 + B1\*IDADE2(T) + B2\*CIVIL(T) + B3\*ESCOL2(T) \$  
 + B4\*REGIAO(T) + B5\*NPUF(T)  
 FRML H = ALFA\*TEMP2(T)\*\*(ALFA-1)  
 FRML G = (1 + (TEMP2(T)\*\*ALFA)\*EXP(M(T)))\*(-1)  
 FRML H2 = H(T)\*EXP(M(T))\*G(T)  
 FRML LDENS = STAT1(T)\*LOG(H2(T)) + LOG(G(T))  
 EVAL B0 = -1.6384 ; EVAL B1 = -0.047344  
 EVAL B2 = 0.8426 ; EVAL B3 = 0.2494  
 EVAL B4 = -0.010711 ; EVAL B5 = -0.15478  
 EVAL ALFA = 1.2278  
 NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)  
 MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LDENS

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 18

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH

TOTAL OBSERVATIONS	338	SKIPPED/MISSING	0
USABLE OBSERVATIONS	338	DEGREES OF FREEDOM	331
FINAL FUNCTION VALUE	-709.31789		

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-1.705959	0.7159419	-2.382818	0.1774462E-01
2	B1	2	0	-0.3623132E-01	0.3980606E-01	-0.9101961	0.3633814
3	B2	3	0	0.6555485E-01	0.9406630	0.6969005E-01	0.9444824
4	B3	4	0	0.2338870	0.7433194E-01	3.146521	0.1802300E-02
5	B4	5	0	-0.1304615E-01	0.2913485E-01	-0.4477849	0.6546013
6	B5	6	0	-0.1594187	0.5172730E-01	-3.081906	0.2229465E-02
7	ALFA	7	0	1.227466	0.1077247	11.39447	0.1344103E-24



```

* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7

```

# NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

```

Series B1 ( 2 )
Series B2 ( 3 )
Series B3 ( 4 )
Series B4 ( 5 )
Series B5 ( 6 )
Series ALFA ( 7 )

```

CHI-SQUARE( 6 ) = 157.5729 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

## TEST

# 7

# 1

CHI-SQUARE( 1 ) = 4.458644 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0347251

END

NORMAL COMPLETION OF JOB

HALT AT 0

0 ERRORS

0 WARNINGS

RATS Version 3.11. 10/05/90  
 Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics  
 Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates  
 OPEN DATA FEM2.PRN  
 ALLOCATE 1 461  
 DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 \$  
 STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2

```

=====
*
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
*
*
* *****
* D I S T R I B U I Ç Ã O   W E I B U L L - M U L H E R E S
* *****
*
=====
* com idade média
*
=====
*

```

```

NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDADEM(T) + B2*CIVIL(T) + B3*ESCOL2(T) $
+ B4*REGIAO(T) + B5*NPUF(T)
FRML R = (ALFA-1)*LOG(TEMP2(T))
FRML AL = TEMP2(T)**ALFA
FRML LN = STAT1(T)*LOG(ALFA) + STAT1(T)*R(T) + STAT1(T)*M(T) $
- AL(T)*EXP(M(T))
EVAL B0 = -3.532708 ; EVAL B1 = -0.03499002
EVAL B2 = -0.5637989 ; EVAL B3 = 0.2109692
EVAL B4 = -0.019455 ; EVAL B5 = -0.0525038
EVAL ALFA = 0.83929556
NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)
MAXIMIZE(METHOD=BFGS,ITERATIONS=500,ROBUSTERRORS) LN

```

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 26

# NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BFGS

TOTAL OBSERVATIONS	461	SKIPPED/MISSING	0
USABLE OBSERVATIONS	461	DEGREES OF FREEDOM	454
FINAL FUNCTION VALUE	-888.01846		

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-1.751046	0.4290175	-4.081527	0.5286363E-04
2	B1	2	0	-0.9806376E-01	0.2299756E-01	-4.264094	0.2443180E-04
3	B2	3	0	-0.3131647	0.2486976	-1.259219	0.2085982
4	B3	4	0	0.2778486	0.3747870E-01	7.413508	0.6073236E-12
5	B4	5	0	-0.3150416E-01	0.2433411E-01	-1.294650	0.1960991
6	B5	6	0	-0.5469992E-01	0.3383907E-01	-1.616472	0.1066868
7	ALFA	7	0	0.8618942	0.2917174E-01	29.54552	0.0000000E+00

MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LN

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION 1

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH

TOTAL OBSERVATIONS 461 SKIPPED/MISSING 0  
USABLE OBSERVATIONS 461 DEGREES OF FREEDOM 454  
FINAL FUNCTION VALUE -888.01846

NO.	LABEL	VAR	LAB	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
1	B0	1	0	-1.751046	0.3725261	-4.700465	0.3447365E-05
2	B1	2	0	-0.9806379E-01	0.1964849E-01	-4.990908	0.8578963E-06
3	B2	3	0	-0.3131647	0.1900603	-1.647712	0.1001036
4	B3	4	0	0.2778487	0.3513904E-01	7.907121	0.2020447E-13
5	B4	5	0	-0.3150417E-01	0.1786018E-01	-1.763933	0.7841575E-01
6	B5	6	0	-0.5469994E-01	0.3585307E-01	-1.525670	0.1277884
7	ALFA	7	0	0.8618942	0.6050572E-01	14.24484	0.2530420E-37

\*

\* \*\*\*\*\*

\* TESTES DE HIPÓTESES

\* \*\*\*\*\*

EXCLUDE

# 2 3 4 5 6 7

NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

Series B1 ( 2 )

Series B2 ( 3 )

Series B3 ( 4 )

Series B4 ( 5 )

Series B5 ( 6 )

Series ALFA ( 7 )

CHI-SQUARE( 6 ) = 291.9191 SIGNIFICANCE LEVEL 0.000000

TEST

# 7

# 1

CHI-SQUARE( 1 ) = 5.209916 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0224584

END

NORMAL COMPLETION OF JOB

HALT AT 0

0 ERRORS

0 WARNINGS

```

RATS Version 3.11. 10/05/90
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates
OPEN DATA FEM2.PRN
ALLOCATE 1 461
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 $
  STAT2 IDADEM NPUF NAC IDADE2 TEMP2 ESCOL2
*
=====
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
=====
*
* *****
* D I S T R I B U I Ç Ã O   L O G - L O G í S T I C A = MULHERES
* *****
*
=====
* com idade média
=====
*
NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDADEM(T) + B2*CIVIL(T) + B3*ESCOL2(T) $
+ B4*REGIAO(T) + B5*NPUF(T)
FRML H = ALFA*TEMP2(T)**(ALFA-1)
FRML G = (1 + (TEMP2(T)**ALFA)*EXP(M(T)))*(-1)
FRML H2 = H(T)*EXP(M(T))*G(T)
FRML LDENS = STAT1(T)*LOG(H2(T)) + LOG(G(T))

EVAL B0 = -2.246544 ; EVAL B1 = -0.125657
EVAL B2 = -0.49701 ; EVAL B3 = 0.40996
EVAL B4 = -0.0155703 ; EVAL B5 = -0.0775336
EVAL ALFA = 1.215933

NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LDENS

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION      20

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH
TOTAL OBSERVATIONS      461      SKIPPED/MISSING      0
USABLE OBSERVATIONS      461      DEGREES OF FREEDOM      454
FINAL FUNCTION VALUE      -873.39749

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-2.305201	0.5787458	-3.983098	0.7921033E-04
2	B1	2	0	-0.1068901	0.3067473E-01	-3.484631	0.5406555E-03
3	B2	3	0	-0.5823135	0.2915001	-1.997644	0.4635147E-01
4	B3	4	0	0.3753987	0.5330661E-01	7.042255	0.7042082E-11
5	B4	5	0	-0.1373247E-01	0.2859401E-01	-0.4802569	0.6312761
6	B5	6	0	-0.8401900E-01	0.5040182E-01	-1.666983	0.9620734E-01
7	ALFA	7	0	1.200689	0.9130046E-01	13.15096	0.1072835E-32

```

*
* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
* EXCLUDE
* # 2 3 4 5 6 7

```

```

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO
Series      B1      ( 2 )
Series      B2      ( 3 )
Series      B3      ( 4 )
Series      B4      ( 5 )
Series      B5      ( 6 )
Series      ALFA     ( 7 )
CHI-SQUARE( 6 ) = 208.9844      SIGNIFICANCE LEVEL 0.0000000

```

TEST  
# 7  
# 1  
CHI-SQUARE( 1) = 4.831693      SIGNIFICANCE LEVEL 0.0279412

END

NORMAL COMPLETION OF JOB  
HALT AT 0  
0 ERRORS 0 WARNINGS

```

RATS Version 3.11. 10/05/90
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates
OPEN DATA FEM2.PRN
ALLOCATE 1 461
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 $
STAT2 IDADEM NPUF IDADE2 TEMP2 ESCOL2
*
*=====
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
*=====
*
* *****
* D I S T R I B U I Ç Ã O   W E I B U L L - M U L H E R E S
* *****
*
*=====
* com idade no inicio do periodo
*=====
*
NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDADE2(T) + B2*CIVIL(T) + B3*ESCOL2(T) $
+ B4*REGIAO(T) + B5*NPUF(T)
FRML R = (ALFA-1)*LOG(TEMP2(T))
FRML AL = TEMP2(T)**ALFA
FRML LN = STAT1(T)*LOG(ALFA) + STAT1(T)*R(T) + STAT1(T)*M(T) $
- AL(T)*EXP(M(T))
EVAL B0 = -1.7208 ; EVAL B1 = -0.1087588
EVAL B2 = -0.298869 ; EVAL B3 = 0.29692
EVAL B4 = -0.033455 ; EVAL B5 = -0.0525038
EVAL ALFA = 0.86806

NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LN

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION      23

```

# NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH

```

TOTAL OBSERVATIONS      461      SKIPPED/MISSING      0
USABLE OBSERVATIONS      461      DEGREES OF FREEDOM      454
FINAL FUNCTION VALUE      -897.37603

```

NO.	LABEL	VAR	LAG	COEFFICIENT	STAND. ERROR	T-STATISTIC	SIGNIF LEVEL
***	*****	***	***	*****	*****	*****	*****
1	B0	1	0	-2.595423	0.3856768	-6.729527	0.5146974E-10
2	B1	2	0	-0.2635217E-01	0.1915397E-01	-1.375807	0.1695596
3	B2	3	0	-0.6252338	0.1923179	-3.251044	0.1235388E-02
4	B3	4	0	0.1944286	0.3233056E-01	6.013770	0.3731281E-08
5	B4	5	0	-0.2477630E-01	0.1861740E-01	-1.330814	0.1839180
6	B5	6	0	-0.4530473E-01	0.3633293E-01	-1.246933	0.2130649
7	ALFA	7	0	0.8370116	0.5830628E-01	14.35543	0.8460316E-38

```

*
* *****
* TESTES DE HIPÓTESES
* *****
EXCLUDE
# 2 3 4 5 6 7

NULL HYPOTHESIS
THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO
Series      B1      (  2 )
Series      B2      (  3 )
Series      B3      (  4 )
Series      B4      (  5 )
Series      B5      (  6 )
Series      ALFA     (  7 )
CHI-SQUARE(  6 ) =  311.1194      SIGNIFICANCE LEVEL  0.0000000

```

```

TEST
# 7
# 1
CHI-SQUARE(  1 ) =  7.814169      SIGNIFICANCE LEVEL  0.0051838

```

```

END

NORMAL COMPLETION OF JOB
      HALT AT      0
      0 ERRORS      0 WARNINGS

```

```

RATS Version 3.11. 10/05/90
Copyright (c) 1981-1990 by VAR Econometrics
Portions (c) 1988-1990 by Doan Associates
OPEN DATA FEM2.PRN
ALLOCATE 1 461
DATA(ORG=OBS) / IDADE SEXO CIVIL ESCOL SALARIO REGIAO STAT1 $
  STAT2 IDADEM NPUF IDADE2 TEMP2 ESCOL2
*
* =====
* MODELO COM TAXAS INSTANTANEAS DE SAIDA DO DESEMPREGO PROPORCIONAIS
* =====
*
* *****
* D I S T R I B U I Ç Ã O   L O G L O G í S T I C A = MULHERES
* *****
*
* =====
* com idade no início do período
* =====
*
NONLIN B0 B1 B2 B3 B4 B5 ALFA
FRML M = B0 + B1*IDADE2(T) + B2*CIVIL(T) + B3*ESCOL2(T) $
+ B4*REGIAO(T) + B5*NPUF(T)
FRML H = ALFA*TEMP2(T)**(ALFA-1)
FRML G = (1 + (TEMP2(T)**ALFA)*EXP(M(T)))*(-1)
FRML H2 = H(T)*EXP(M(T))*G(T)
FRML LDENS = STAT1(T)*LOG(H2(T)) + LOG(G(T))
EVAL B0 = -2.246544 ; EVAL B1 = -0.125657
EVAL B2 = -0.49701 ; EVAL B3 = 0.40996
EVAL B4 = -0.0155703 ; EVAL B5 = -0.0775336
EVAL ALFA = 1.215933
NLPAR(CRITERION=COEFFS,CVCRIT=0.00001,SUBITERATIONS=1000)
MAXIMIZE(METHOD=BHHH,ITERATIONS=200,ROBUSTERRORS) LDENS

CONVERGENCE REACHED ON ITERATION      24

NON-LINEAR MAXIMIZATION - ALGORITHM BHHH
TOTAL OBSERVATIONS      461      SKIPPED/MISSING      0
USABLE OBSERVATIONS      461      DEGREES OF FREEDOM      454
FINAL FUNCTION VALUE      -878.31807

NO.    LABEL    VAR    LAG    COEFFICIENT    STAND. ERROR    T-STATISTIC    SIGNIF LEVEL
***    *
1      B0       1      0      -3.673010      0.5894855      -6.230874      0.1059589E-08
2      B1       2      0      0.1768357E-02  0.3081629E-01  0.5738385E-01  0.9542647
3      B2       3      0      -1.105702      0.2826432      -3.912005      0.1055368E-03
4      B3       4      0      0.2705714      0.5232359E-01  5.171117      0.3496316E-06
5      B4       5      0      -0.1437988E-01  0.2881787E-01  -0.4989916      0.6180270
6      B5       6      0      -0.6972103E-01  0.5063710E-01  -1.376876      0.1692290
7      ALFA     7      0      1.192719      0.8862479E-01  13.45807      0.5581342E-34

```



\* \*\*\*\*\*

\* TESTES DE HIPÓTESES

\* \*\*\*\*\*

EXCLUDE

# 2 3 4 5 6 7

NULL HYPOTHESIS

THE FOLLOWING COEFFICIENTS ARE ZERO

Series B1 ( 2 )

Series B2 ( 3 )

Series B3 ( 4 )

Series B4 ( 5 )

Series B5 ( 6 )

Series ALFA ( 7 )

CHI-SQUARE( 6 ) = 221.2063 SIGNIFICANCE LEVEL 0.000000

TEST

# 7

# 1

CHI-SQUARE( 1 ) = 4.728641 SIGNIFICANCE LEVEL 0.0296643

MODEL COMMAND: SURVIVAL;LHS=X16,X9;RHS=X2,X11,X3,X17,X7,X12;WALD:B(1)=0,B(2)=0,B(3)=0,B(4)=0,B(5)=0,B(6)=0#

# Cox Survival Regression Model

Duration variable is X16  
 Status is given by variable X9  
 Total Number of Observations = 799  
 Total Number of Observations Exiting = 467  
 Total Number of Observations Censored = 332  
 Total Number of Distinct Exit Times = 13

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25  
 Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
 Function = .1000000E-05  
 Parameters= .1000000E-04  
 Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000  
 .0000

=> NEWTON Iterations

Iteration 5 Function 2815.033  
 Param: .393 -.862E-01 -.145 .183 -.157E-01 -.501E-01  
 Gradnt -.224E-07 .212E-06 .490E-07 -.549E-09 .441E-07 -.364E-07  
 \*\* Gradient has converged.  
 \*\* Function has converged.  
 \*\* B-vector has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -2815.0

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
SEX0	.393145	.980245E-01	4.011 ( .00006)	.42303	.49435
IDADEM	-.861770E-01	.180921E-01	-4.763 ( .00000)	18.320	3.7260
CIVIL	-.144894	.202203	-.717 ( .47364)	.93867E-01	.29183
ESCOL2	.182659	.283356E-01	6.446 ( .00000)	5.6708	2.2817
REGIAO	-.157153E-01	.144675E-01	-1.086 ( .27737)	6.1512	3.2453
NPUF	-.500984E-01	.265333E-01	-1.888 ( .05901)	4.7872	1.9505

Wald Test:  
 Chi-Squared ( 6) = 68.9066

Significance Level = .000000

MODEL COMMAND: SURVIVAL;LHS=X16,X9;RHS=X2,X14,X3,X17,X7,X12;WALD:B(1)=0,B(2)=0,B(3)=0,B(4)=0,B(5)=0,B(6)=0\$

Cox Survival Regression Model

Duration variable is X16  
Status is given by variable X9  
Total Number of Observations = 799  
Total Number of Observations Exiting = 467  
Total Number of Observations Censored = 332  
Total Number of Distinct Exit Times = 13

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25  
Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
Function = .1000000E-05  
Parameters= .1000000E-04  
Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000  
.0000

=> NEWTON Iterations

Iteration 5 Function 2825.464  
Param: .383 -.325E-01 -.384 .130 -.154E-01 -.414E-01  
Gradnt -.487E-08 .424E-07 .107E-07 -.114E-08 .853E-08 -.799E-08  
\*\* Gradient has converged.  
\*\* Function has converged.  
\*\* B-vector has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -2825.5

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
SEX0	.383290	.980599E-01	3.909 ( .00009)	.42303	.49435
IDAE2	-.324701E-01	.172967E-01	-1.877 ( .06048)	17.902	3.7367
CIVIL	-.383872	.199862	-1.921 ( .05477)	.93867E-01	.29183
ESCOL2	.129906	.281923E-01	4.608 ( .00000)	5.6708	2.2817
REGIAD	-.154271E-01	.144308E-01	-1.069 ( .28505)	6.1512	3.2453
NPLF	-.414316E-01	.264427E-01	-1.567 ( .11715)	4.7872	1.9505

Wald Test:  
Chi-Squared ( 6 ) = 51.2046

Significance Level = .000000

MODEL COMMAND: SURVIVAL;LHS=X16,X9;RHS=X11,X3,X17,X7,X12;WALD:B(1)=0,B(2)=0  
,B(3)=0,B(4)=0,B(5)=0\$

Cox Survival Regression Model  
HOMENS

Duration variable is X16  
Status is given by variable X9  
Total Number of Observations = 338  
Total Number of Observations Exiting = 224  
Total Number of Observations Censored = 114  
Total Number of Distinct Exit Times = 13

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25  
Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
Function = .1000000E-05  
Parameters= .1000000E-04  
Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000

==> NEWTON Iterations

Iteration 4 Function 1174.475  
Param: -.100 .329 .194 -.524E-02 -.687E-01  
Gradnt .179E-03 .198E-04 -.228E-04 -.703E-05 .144E-04  
\*\* Gradient has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -1174.5

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
IDADEM	-.100366	.295851E-01	-3.392 ( .00069)	17.472	3.2176
CIVIL	.329030	.735268	.447 ( .65452)	.14793E-01	.12090
ESCOL2	.193892	.452724E-01	4.283 ( .00002)	5.1953	1.9785
REGIAO	-.524284E-02	.203431E-01	-.258 ( .79662)	6.0997	3.2871
NPUF	-.687204E-01	.396104E-01	-1.735 ( .08276)	5.0325	1.9524

Wald Test:  
Chi-Squared ( 5) = 23.8416  
Significance Level = .000233

MODEL COMMAND: SURVIVAL;LHS=X16,X9;RHS=X14,X3,X17,X7,X12;WALD:B(1)=0,B(2)=0  
 ,B(3)=0,B(4)=0,B(5)=0\$

Cox Survival Regression Model  
HOMENS

Duration variable is X16  
Status is given by variable X9  
Total Number of Observations = 338  
Total Number of Observations Exiting = 224  
Total Number of Observations Censored = 114  
Total Number of Distinct Exit Times = 13

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25

Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
Function = .1000000E-05  
Parameters= .1000000E-04  
Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000

=> NEWTON Iterations

Iteration 4 Function 1179.577  
Param: -.434E-01 -.338E-01 .140 -.753E-02 -.578E-01  
Gradnt .351E-04 .625E-05 -.120E-05 -.282E-05 .647E-05  
\*\* Gradient has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -1179.6

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
IDADE2	-.433872E-01	.282031E-01	-1.538 ( .12395)	17.115	3.2257
CIVIL	-.338185E-01	.734934	-.046 ( .96330)	.14793E-01	.12090
ESCOL2	.139995	.452700E-01	3.092 ( .00199)	5.1953	1.9785
REGIAO	-.753125E-02	.202193E-01	-.372 ( .70954)	6.0997	3.2871
NPUF	-.578126E-01	.392587E-01	-1.473 ( .14086)	5.0325	1.9524

Wald Test:  
Chi-Squared ( 5) = 14.6679  
Significance Level = .011880

MODEL COMMAND: SURVIVAL; LHS=X16, X9; RHS=X11, X3, X17, X7, X12; WALD: B(1)=0, B(2)=0,  
B(3)=0, B(4)=0, B(5)=0;

# Cox Survival Regression Model MULHERES

Duration variable is X16  
Status is given by variable X9  
Total Number of Observations = 461  
Total Number of Observations Exiting = 242  
Total Number of Observations Censored = 219  
Total Number of Distinct Exit Times = 12

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25  
Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
Function = .1000000E-05  
Parameters= .1000000E-04  
Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000

=> NEWTON Iterations

Iteration 4 Function 1313.993  
Param: -.795E-01 -.216 .183 -.255E-01 -.369E-01  
Gradnt .233E-02 .445E-03 -.343E-03 .757E-03 -.263E-03  
\*\* Gradient has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -1314.0

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
----------	-------------	------------	-------------------	-----------	--------------

IDADEM	-.794622E-01	.231862E-01	-3.427 ( .00061)	18.943	3.9475
CIVIL	-.215829	.221736	-.973 ( .33038)	.15184	.35926
ESCOL2	.182985	.372366E-01	4.914 ( .00000)	6.0195	2.4240
REGIAD	-.255156E-01	.210090E-01	-1.215 ( .22455)	6.1889	3.2173
NPUF	-.368965E-01	.358438E-01	-1.029 ( .30331)	4.6074	1.9314

Wald Test:  
Chi-Squared ( 5) = 35.1251

Significance Level = .000000

MODEL COMMAND: SURVIVAL;LHS=X16,X9;RHS=X14,X3,X17,X7,X12;WALD:B(1)=0,B(2)=0  
,B(3)=0,B(4)=0,B(5)=0\$

Cox Survival Regression Model  
MULHERES

Duration variable is X16  
Status is given by variable X9  
Total Number of Observations = 461  
Total Number of Observations Exiting = 242  
Total Number of Observations Censored = 219  
Total Number of Distinct Exit Times = 12

\*\*\*\*\*

Method=NEWTON; Maximum iterations = 25  
Convergence criteria: Gradient = .1000000E-03  
Function = .1000000E-05  
Parameters= .1000000E-04  
Starting values: .0000 .0000 .0000 .0000 .0000

==> NEWTON Iterations

Iteration 4 Function 1319.513  
Param: -.270E-01 -.451 .129 -.228E-01 -.296E-01  
Gradnt .581E-03 .155E-03 -.941E-04 .208E-03 -.931E-04  
\*\* Gradient has converged.

\*\*\*\*\*

Log-Likelihood..... -1319.5

Variable	Coefficient	Std. Error	T-ratio (Sig.Lvl)	Mean of X	Std.Dev.of X
1DADE2	-.269787E-01	.222452E-01	-1.213 ( .22521)	18.479	3.9763
CILVIL	-.450716	.218474	-2.063 ( .03911)	.15184	.35926
ESCOL2	.128847	.368995E-01	3.492 ( .00048)	6.0195	2.4240
REGIAO	-.227883E-01	.210450E-01	-1.083 ( .27888)	6.1889	3.2173
NPUF	-.296339E-01	.358973E-01	-.826 ( .40908)	4.6074	1.9314

Wald Test:  
Chi-Squared ( 5) = 26.0180  
Significance Level = .000089